



TUGAS AKHIR – SS141501

**ANALISIS LIKUIDITAS MENGGUNAKAN
AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL DURATION
PADA DATA VOLUME TRANSAKSI SAHAM
PERUSAHAAN SEKTOR INFRASTRUKTUR DAN
KONSTRUKSI YANG TERDAMPAK *TAX AMNESTY***

**SINTA AMALIA
NRP 1315 105 020**

**Dosen Pembimbing
Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, S.Si, M.Si**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2017**



TUGAS AKHIR – SS141501

**ANALISIS LIKUIDITAS MENGGUNAKAN
AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL DURATION
PADA DATA VOLUME TRANSAKSI SAHAM
PERUSAHAAN SEKTOR INFRASTRUKTUR DAN
KONSTRUKSI YANG TERDAMPAK *TAX AMNESTY***

**SINTA AMALIA
NRP 1315 105 020**

**Dosen Pembimbing
Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, S.Si, M.Si**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2017**



FINAL PROJECT – SS141501

**LIQUIDITY ANALYSIS USING AUTOREGRESSIVE
CONDITIONAL DURATION ON TRANSACTIONS
STOCK VOLUME OF INFRASTRUCTURE SECTOR
AND CONSTRUCTION COMPANIES IMPACTED BY
TAX AMNESTY**

**SINTA AMALIA
NRP 1315 105 020**

**Supervisor
Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, S.Si, M.Si**

**UNDERGRADUATE PROGRAMME
DEPARTMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2017**

LEMBAR PENGESAHAN

ANALISIS LIKUIDITAS MENGGUNAKAN AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL DURATION PADA DATA VOLUME TRANSAKSI SAHAM PERUSAHAAN SEKTOR INFRASTRUKTUR DAN KONSTRUKSI YANG TERDAMPAK TAX AMNESTY

TUGAS AKHIR

Diajukan untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Sains
Pada

Program Studi Sarjana Departemen Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh:

Sinta Amalia

NRP. 1315 105 020

Disetujui oleh Pembimbing :

Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, S.Si.,M.Si.

NIP. 19831204 2008121 00 2

()



Mengetahui
Kepala Departemen



Dr. Suhartono

NIP. 19710929 199512 1 001

SURABAYA, JULI 2017

ANALISIS LIKUIDITAS MENGGUNAKAN AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL DURATION PADA DATA VOLUME TRANSAKSI SAHAM PERUSAHAAN SEKTOR INFRASTRUKTUR DAN KONSTRUKSI YANG TERDAMPAK TAX AMNESTY

Nama Mahasiswa : Sinta Amalia

NRP : 1315105020

Departemen : Statistika

Pembimbing : Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, S.Si.,M.Si.

Abstrak

Tax amnesty merupakan salah satu program pemerintah yang mendukung pendanaan infrastruktur di Indonesia. Saham perusahaan PT Waskita Karya, PT Wijaya Karya, PT Adhi Karya, PT Pembangunan Perumahan, PT. Perusahaan Gas Negara, PT. Jasa Marga, PT Indika Energy, PT Garuda Indonesia, dan PT Telekomunikasi Indonesia diduga akan meningkat dengan adanya tax amnesty. Untuk mengetahui likuiditas transaksi saham maka digunakannya metode Autoregressive Conditional Duration (ACD) yang berguna untuk mengetahui nilai transaksi volume saham selama tax amnesty likuid atau tidaknya. Variabel yang digunakan adalah transaksi volume saham harian dengan periode IPO sampai dengan berakhirnya tax amnesty. Pada hasil pembahasan diketahui statistika deskriptif PT Telekomunikasi Indonesia memiliki nilai mean yang tinggi dan varians rendah dan untuk PT Indika Energy memiliki nilai koefisien varians yang tinggi. Pada hasil ACD diketahui bahwa perusahaan yang terpengaruh dengan adanya tax amnesty dan transaksi volume saham semakin likuid adalah perusahaan PT Waskita Karya Tbk, PT Pembangunan Perumahan, PT Telekomunikasi Indonesia Tbk, PT Indika Energy Tbk, PT Perusahaan Gas Negara Tbk, PT Jasa Marga (Persero) Tbk dan PT Garuda Indonesia Tbk.

Kata Kunci : ACD, Analisis Likuiditas, Infrastruktur, Konstruksi, Tax Amnesty

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

LIQUIDITY ANALYSIS USING AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL DURATION ON TRANSACTIONS STOCK VOLUME OF INFRASTRUCTURE SECTOR AND CONSTRUCTION COMPANIES IMPACTED BY TAX AMNESTY

Student Name : Sinta Amalia
Student Number : 1315105020
Department : Statistics
Supervisor : Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, S.Si.,M.Si.

Abstract

Tax amnesty supporting the government infrastructure program in indonesia. Stock PT Waskita Karya, PT Wijaya Karya, PT Adhi Karya, PT Pembangunan Perumahan, PT. Perusahaan Gas Negara, PT. Jasa Marga, PT Indika Energy, PT Garuda Indonesia, and PT Telekomunikasi Indonesia stock expected will increase during tax amnesty. The liquidity of stock transactions will increase too, and with Autoregressive Conditional Duration (ACD) it can be analyze to know. Liquidity stock transactions volume since IPO until the end period of tax amnesty is the research variable. PT Telekomunikasi Indonesia has high mean value and low variance and for PT Indika Energy has higher value the coefficients variance. The outcome of ACD a which have daily liquid stock transaction the company which impacted with the tax amnesty and transactions volume stock the liquid are PT Waskita Karya Tbk, PT Pembangunan Perumahan, PT Telekomunikasi Indonesia Tbk, PT Indika Energy Tbk, PT Perusahaan Gas Negara Tbk, PT Jasa Marga (Persero) Tbk dan PT Garuda Indonesia Tbk.

Keyword : ACD, Construction, Infrastructure, Liquidity Analysis, Tax Amnesty

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

KATA PENGANTAR

Dengan memanjatkan puji dan syukur ke hadirat ALLAH SWT atas segala rahmat, hidayah dan karunia yang telah diberikan oleh-Nya untuk menyelesaikan Tugas Akhir yang berjudul **“ANALISIS LIKUIDITAS MENGGUNAKAN *AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL DURATION* PADA DATA VOLUME TRANSAKSI SAHAM PERUSAHAAN SEKTOR INFRASTRUKTUR DAN KONSTRUKSI YANG TERDAMPAK TAX AMNESTY”**. Alhamdulillah, laporan penelitian tugas akhir ini dapat terselesaikan. Penulis menyadari bahwa penelitian tugas akhir ini masih jauh dari sempurna. Sehingga besar harapan penulis agar penelitian tugas akhir ini dapat dikembangkan untuk semakin memperdalam ilmu statistika. Pada kesempatan kali ini penulis juga akan menghaturkan rasa terima kasih yang tiada terkira kepada:

1. Bapak Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, S.Si.,M.Si selaku pembimbing tugas akhir atas segala waktu, pemikiran, pemahaman, transfer ilmu, kesabaran, bimbingan, dukungan, pencerahan serta motivasi yang diberikan.
2. Bapak Dr.rer.pol. Heri Kuswanto, S.Si, M.Si selaku dosen penguji atas ilmu, saran dan koreksinya untuk kesempurnaan Tugas Akhir.
3. Ibu Dr. Irhamah, Ph.D selaku dosen wali selama saya Lintas Jalur di Statistika ITS dan sekaligus menjadi dosen penguji yang telah memberikan ilmu, saran dan koreksinya untuk kesempurnaan Tugas Akhir.
4. Bapak Dr. Suhartono selaku Kepala Departemen Statistika FMIPA ITS.
5. Bapak Dr. Sutikno, S.Si, M.Si selaku Ketua Program Studi S1 Departemen Statistika FMIPA ITS yang telah memberikan dukungan dan bimbingan selama perkuliahan dan Tugas Akhir.
6. Seluruh dosen pengajar Statistika Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya yang telah membagi ilmu-ilmunya kepada penulis.

7. Ayah dan ibu tercinta atas segala dukungan, motivasi, dan doa yang senantiasa diberikan. Begitu juga untuk kakak dan adik yang sudah banyak menghibur, serta segenap keluarga yang sudah memberikan banyak motivasi dan dukungan.
8. Annis dan teman-teman Lintas Jalur Statistika 2015, yang telah membantu memecahkan masalah, memberikan motivasi, perhatian, dukungan dan doa atas kelancaran Tugas Akhir ini.
9. Semua pihak yang telah membantu penyelesaian Tugas Akhir ini.

Akhir kata, dengan segala kerendahan hati, penulis berharap penelitian tugas akhir ini dapat bermanfaat bagi pembaca dan pengembangan keilmuan statistika.

Surabaya, Juli 2017

Penulis

DAFTAR ISI

	Halaman
LEMBAR PENGESAHAN	iii
ABSTRAK	v
ABSTRACT	vii
KATA PENGANTAR	ix
DAFTAR ISI	xi
DAFTAR GAMBAR	xiii
DAFTAR TABEL	xv
DAFTAR LAMPIRAN	xvii
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Perumusan Masalah	4
1.3 Tujuan Penelitian	4
1.4 Manfaat Penelitian	5
1.5 Batasan Masalah	5
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	7
2.1 Volume Saham.....	7
2.2 <i>Autoregressive Moving Average (ARMA)</i>	7
2.2.1 Identifikasi Model.....	8
2.2.2 Estimasi Parameter	9
2.2.3 Uji Signifikansi Parameter.....	10
2.3 <i>Generalized Autoregressive Conditional</i> <i>Heteroscedasticity (GARCH)</i>	11
2.4 <i>Autoregressive Conditional Duration (ACD)</i>	13
2.4.1 Pengujian Distribusi.....	15
2.4.2 <i>Exponential Autoregressive Conditional</i> <i>Duration (EACD)</i>	16
2.4.3 <i>Weibull Autoregressive Conditional Duration</i> <i>(WACD)</i>	18
2.5 Kriteria Pemilihan Model.....	20
BAB III METODOLOGI PENELITIAN	23
3.1 Sumber Data.....	23
3.2 Variabel Penelitian	23

3.3	Langkah Analisis	25
3.4	Diagram Alir	26
BAB IV	ANALISIS DAN PEMBAHASAN	29
4.1	Statistika Deskriptif	29
4.2	<i>Time Series Plot</i>	32
4.3	Model ARMA - GARCH (ARMA - GARCH)	41
4.4	Pengujian Efek <i>Autoregressive Conditional</i> <i>Duration (ACD)</i>	48
4.5	Diagnostik Distribusi Model <i>Autoregressive</i> <i>Conditional Duration (ACD)</i>	50
4.6	Estimasi Parameter <i>Autoregressive Conditional</i> <i>Duration (ACD)</i>	51
4.7	Analisis Likuiditas Secara Visual Pada <i>Autoregressive Conditional Duration (ACD)</i>	59
BAB V	KESIMPULAN DAN SARAN	62
5.1	Kesimpulan	63
5.2	Saran	64
DAFTAR PUSTAKA		65
LAMPIRAN		67
BIOGRAFI PENULIS		127

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 3.1 Time Series Plot Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016	27
Gambar 4.1 Rata-Rata Transaksi Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017	29
Gambar 4.2 Koefisien Variasi Transaksi Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017	30
Gambar 4.3 Rata-Rata Transaksi Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016	30
Gambar 4.4 Koefisien Variasi Transaksi Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016	31
Gambar 4.5 Rata-Rata Transaksi Volume Saham Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017	32
Gambar 4.6 Koefisien Variasi Transaksi Volume Saham Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017	32
Gambar 4.7 Time Series Plot Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017	33
Gambar 4.8 <i>Box-Cox</i> Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017	34
Gambar 4.9 <i>Box-Cox</i> Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 Setelah Transformasi	35
Gambar 4.10 Plot ACF Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017	36
Gambar 4.11 Plot ACF Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 Setelah <i>Differencing</i>	36
Gambar 4.12 <i>Box-Cox</i> Sektor Infrastruktur Periode 1 Januari 2013	

– 31 Maret 2017	37
Gambar 4.13 <i>Box-Cox</i> Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013	
– 31 Maret 2017 Setelah Transformasi	38
Gambar 4.14 Plot ACF Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013	
– 31 Maret 2017	39
Gambar 4.15 Plot ACF Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013	
– 31 Maret 2017 Setelah <i>Differencing</i>	40
Gambar 4.16 Time Series Plot Stasioner Volume Saham Periode	
1 Januari 2013 – 31 Maret 2017	41
Gambar 4.17 Time Series Plot Volume Saham Periode 1 Januari	
2013 – 30 Juni 2016	41
Gambar 4.18 Time Series Plot Volume Saham Periode 1 Januari	
2013 – 30 Juni 2016	42
Gambar 4.19 Time Series Plot Volume Saham Periode 1 Juli 2016	
– 31 Maret 2017	43
Gambar 4.20 Time Series Plot Stasioner Volume Saham Periode	
1 Juli 2016 – 31 Maret 2017	44
Gambar 4.21 Visual Model ACD Sektor Konstruksi	65
Gambar 4.22 Visual Model ACD Sektor Infrastruktur	66

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1 Transformasi <i>Box-Cox</i>	8
Tabel 3.1 Variabel Penelitian.....	23
Tabel 3.2 Struktur Data.....	24
Tabel 4.1 Model ARMA-GARCH PT Waskita Karya Tbk.....	45
Tabel 4.2 Model ARMA-GARCH PT Wijaya Karya Tbk	45
Tabel 4.3 Model ARMA-GARCH PT Adhi Karya Tbk.....	46
Tabel 4.4 Model ARMA-GARCH PT Pembangunan Perumahan Tbk	47
Tabel 4.5 Model ARMA-GARCH PT Telekomunikasi Indonesia Tbk.....	48
Tabel 4.6 Model ARMA-GARCH PT Indika Energy Tbk.....	49
Tabel 4.7 Model ARMA-GARCH PT Perusahaan Gas Negara Tbk.....	50
Tabel 4.8 Model ARMA-GARCH PT Jasa Marga (Persero) Tbk.....	50
Tabel 4.9 Model ARMA-GARCH PT Garuda Indonesia Tbk	51
Tabel 4.10 Pengujian Efek ACD	52
Tabel 4.11 Diagnostik Distribusi ACD.....	54
Tabel 4.12 ACD PT Waskita Karya Tbk.....	56
Tabel 4.13 ACD PT Wijaya Karya Tbk.....	57
Tabel 4.14 ACD PT Adhi Karya Tbk	58
Tabel 4.15 ACD PT Pembangunan Perumahan Tbk	59
Tabel 4.16 ACD PT Telekomunikasi Indonesia Tbk.....	60
Tabel 4.17 ACD PT Indika Energy Tbk	61
Tabel 4.18 ACD PT Perusahaan Gas Negara Tbk.....	62

Tabel 4.19 ACD PT Jasa Marga (Persero) Tbk62

Tabel 4.20 ACD PT Garuda Indonesia Tbk.....63

DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran 1. Data Volume Transaksi Saham	67
Lampiran 2. Karakteristik Data Volume Transaksi Saham	70
Lampiran 3. Syntax R.....	71
Lampiran 4. Hasil Estimasi Model GARCH	117
Lampiran 5. Hasil Estimasi Model ACD.....	124
Lampiran 6. Surat Pernyataan Pengambilan Data	128

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Pembangunan nasional di Indonesia yang berlangsung secara terus-menerus dan saling berkesinambungan memiliki tujuan meningkatkan kesejahteraan rakyat. Dalam mewujudkan tujuan tersebut diperlukan anggaran pembangunan yang cukup besar. Salah satu usaha untuk mewujudkan peningkatan penerimaan pembangunan adalah dengan menggali sumber dana yang berasal dari dalam negeri, yaitu pajak (Agung, 2007). Pada tahun 2016 pemerintah Indonesia melakukan upaya tersebut dengan program tax amnesty (Quddus, 2016). Pada data deklarasi Harta Amnesty Pajak Indonesia memiliki dana tertinggi yaitu sebesar Rp 2.514 Triliun. Dalam program tax amnesty pemerintah membagi dengan 3 tahap yaitu tahap 1 (Juli-September), tahap 2 (Oktober-Desember) dan tahap 3 (Januari-Maret) (Ariyanti, 2016).

Dana repatriasi dari kebijakan tax amnesty akan didorong masuk ke sektor riil, salah satunya proyek infrastruktur baik pemerintah atau swasta. Jika masuk proyek infrastruktur, dana repatriasi diharapkan bisa lebih lama tinggal di dalam negeri. Sentimen positif tersebut lantas membuat harga saham-saham sektor konstruksi dan infrastruktur melambung cukup tinggi. Sentimen tax amnesty membuat pelaku pasar memburu saham-saham konstruksi dan infrastruktur (Quddus, 2016).

Pada sektor konstruksi pasca pengumuman tax amnesty, untuk saham yang diperdagangkan harganya naik 9,8% dalam kurun waktu satu bulan terakhir dan sejak awal tahun telah mencetak kenaikan sekitar 72,84%. Sedangkan pada sektor infrastruktur pasca pengumuman tax amnesty harga saham melesat tinggi yaitu naik

sekitar 39,22% (Quddus, 2016). Perusahaan yang terpengaruh dampak positif adanya tax amnesty, dan diduga penjualan tertinggi berdasarkan volume saham pada sektor infrastruktur adalah PT. Perusahaan Gas Negara, PT. Jasa Marga, PT Indika Energy, PT Garuda Indonesia, dan PT Telekomunikasi Indonesia dan sektor konstruksi adalah PT Waskita Karya, PT Wijaya Karya, PT Adhi Karya, PT Pembangunan Perumahan.

Sistem elektronik telah lama diperkenalkan dalam pasar saham yang digunakan untuk pencatatan semua transaksi saham. Munculnya sistem tersebut disebabkan data yang memiliki frekuensi tinggi (ultra high frequency data). Ciri utama dari data dengan frekuensi tinggi adalah data memiliki waktu yang tidak beraturan. Pada pengumpulan data untuk membuat interval tetap dapat dilakukan akan tetapi secara alami ada informasi yang akan hilang.

Model Autoregressive Conditional Duration (ACD) diusulkan oleh Engle dan Russel (1998) digunakan untuk memodelkan data transaksi volume saham yang memiliki jarak yang tidak beraturan. Dimana durasi didefinisikan sebagai interval waktu diantara kejadian yang berurutan. Model durasi transaksi volume saham terkait interval waktu antara perdagangan. Pada sebuah asset, lamanya durasi mengindikasikan kurang adanya aktivitas yang terjadi dalam perdagangan, yang menandakan tidak adanya informasi baru yang memberikan peran dalam perdagangan dan mengarahkan pada durasi pendek. Perilaku yang dinamis dari durasi berisikan informasi yang berguna untuk aktivitas pasar saham. Perdagangan saham yang aktif mungkin akan bertahan pada periode waktu tertentu dan menghasilkan sekelompok durasi yang pendek. Berdasarkan pertimbangan untuk pengembangan model durasi, menggunakan ide Engle dan Russel (1998) yang hampir sama dengan model Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic (GARCH) mengusulkan sebuah model Autoregressive Conditional Duration (ACD) dimana model tersebut

sukses menggambarkan perkembangan dari durasi waktu untuk transaksi volume saham dengan frekuensi tinggi. Durasi model Autoregressive Conditional Duration (ACD) adalah variabel positif dengan distribusi yang positif yaitu mengikuti standardized distribusi Exponential dan Weibull.

Pada pemodelan Autoregressive Conditional Duration (ACD) yang seharusnya dibutuhkan adanya data *intraday*, akan tetapi karena keterbatasan data yang ada pada pihak Bursa Efek Indonesia sehingga data yang digunakan dalam penelitian merupakan data harian transaksi volume saham. Data transaksi volume saham yang ditunjukkan oleh kedua sektor yaitu sektor infrastruktur dan konstruksi dimungkinkan mempunyai interval waktu yang sangat pendek dengan frekuensi yang tinggi sehingga metode yang sesuai digunakan adalah model Autoregressive Conditional Duration (ACD), Exponential Autoregressive Conditional Duration (EACD) dan Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD).

Pada penelitian sebelumnya oleh Dufour dan Engle (2000) pada paper dengan judul “The ACD Model : Predictability of the Time Between Consecutive Trades” yang menghasilkan bahwa kemampuan beberapa parameter model Autoregressive Conditional Duration (ACD) peramalan dibandingkan dengan autoregressions linier patokan untuk jangka waktu antar perdagangan. Estimasi model ACD parametrik membutuhkan baik pilihan kepadatan bersyarat untuk jangka waktu dan spesifikasi dari bentuk fungsional untuk mean durasi bersyarat. Pada penelitian Meitz dan Terasvirta (2004) pada paper dengan judul “Evaluating Model of Autoregressive Conditional Duration” menghasilkan bahwa transisi halus dan model ACD waktu bervariasi digunakan sebagai alternatif dalam tes linearitas dan parameter keteguhan. Selain umum nya, keuntungan dari pendekatan pengujian adalah kemudahan aplikasi, karena semua yang dihasilkan distribusi nol asimtotik standar. Pada penelitian Tse dan Yang (2012)

pada paper dengan judul “Estimation of High-Frequency Volatility: An Autoregressive Conditional Duration Approach” metode untuk memperkirakan volatilitas intraday saham dengan mengintegrasikan seketika bersyarat varians kembali per satuan waktu yang diperoleh dari model autoregressive durasi bersyarat (ACD), disebut metode ACD-ICV dan didapatkan hasil bahwa metode ACD-ICV memiliki akar yang lebih rendah mean-squared error dari metode RV di hampir semua kasus dipertimbangkan. Pada penelitian Fitryah (2009) dengan judul “Model Autoregressive Conditional Duration (ACD) dan Penerapannya” yang menghasilkan bahwa eskpektasi bersyarat merupakan suatu barisan independent atau tidak terdapat korelasi serial tersisa di dalam residual antar lag.

1.2 Perumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah dikemukakan, maka didapatkan perumusan masalah dalam penelitian ini adalah menggambarkan karakteristik data dan membandingkan likuiditas volume transaksi saham perusahaan sektor infrastruktur dan konstruksi sebelum tax amnesty dan selama periode tax amnesty berlangsung. Metode yang digunakan dalam penelitian adalah metode *Autoregressive Conditional Duration* (ACD) untuk menentukan durasi pada data volume transaksi saham perusahaan sektor infrastruktur dan konstruksi.

1.3 Tujuan Penelitian

Tujuan dalam penelitian sesuai rumusan masalah adalah sebagai berikut.

1. Mengetahui karakteristik data *volume* transaksi saham perusahaan sektor infrastruktur dan konstruksi.

2. Mengetahui model *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada data *volume* transaksi saham perusahaan sektor infrastruktur dan konstruksi.
3. Model *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* yang terbentuk dapat menjawab apakah *volume* transaksi saham semakin likuid

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang diharapkan pada penelitian ini adalah dapat memberikan tambahan informasi berupa model ramalan yang dapat digunakan oleh Bursa Efek Indonesia untuk memprediksi besar transaksi *volume* saham perusahaan sektor infrastruktur dan konstruksi pasca *tax amnesty* pada periode mendatang.

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah dalam penelitian adalah menggunakan data transaksi *volume* saham perusahaan sektor infrastruktur dan konstruksi saat *tax amnesty* pada periode 1 Januari 2013 hingga 31 Maret 2017 dan hanya menggunakan 5 hari kerja dengan menggunakan metode *Autoregressive Conditional Duration (ACD)*, *Exponential Autoregressive Conditional Duration (EACD)* dan *Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)*.

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Volume Saham

Menurut (Tandelilin, 2010), keputusan analisis teknikal dalam menjual atau membeli saham didasari oleh data-data harga dan volume perdagangan saham di masa lalu. Volume perdagangan saham adalah penjumlahan dari setiap transaksi yang terjadi di bursa pada waktu tertentu atas saham tertentu. Volume perdagangan saham juga merupakan salah satu faktor yang memberikan pengaruh terhadap pergerakan saham. Volume perdagangan saham juga dapat diartikan sebagai jumlah lembar saham yang diperdagangkan pada hari tertentu. Volume perdagangan yang besar menunjukkan suatu saham yang aktif yang artinya sedang digemari oleh investor.

2.2 *Autoregressive Moving Average (ARMA)*

Autoregressive Moving Average (ARMA) merupakan gabungan dua proses yaitu *Autoregressive (AR)* dan *Moving Average (MA)*. Proses AR dengan orde p dinotasikan $AR(p)$ dan memiliki model matematis sebagai berikut :

$$\dot{Z}_t = \mu + \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + a_t \quad (2.1)$$

dimana t berjalan dari 1 sampai T , $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$, $\dot{Z}_t = Z_t - \mu$ dan diikuti a_t yang bersifat *white noise*. Proses MA merupakan suatu proses yang menunjukkan bahwa nilai estimasi variabel \dot{Z}_t dipengaruhi oleh kesalahan (*error*) pada saat a_t dan kesalahan-kesalahan sebelumnya $(a_{t-1}, a_{t-2}, \dots, a_{t-q})$. Proses MA dengan orde q dinotasikan dengan $MA(q)$ dengan model umum sebagai berikut (Wei, 2006) :

$$\dot{Z}_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.2)$$

Proses *Autoregressive Moving Average* (ARMA) merupakan gabungan model AR(p) dan MA(q) sehingga model umum yang didapatkan dari kedua model tersebut dengan persamaan sebagai berikut :

$$\dot{Z}_t = \mu + \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.3)$$

2.2.1 Identifikasi Model

Pada identifikasi data memerlukan transformasi, seperti menstabilkan varians dengan transformasi, keputusan untuk memasukkan parameter deterministik θ_0 ketika $d \geq 0$ dan orde yang tepat dari p dan q untuk model.

Untuk mendapatkan model dugaan, terlebih dahulu membuat plot untuk data *time series* dan memilih jenis transformasi yang tepat. Dalam analisis *time series* yang paling sering dilakukan adalah transformasi untuk menstabilkan varians. Tabel 2.1 menyajikan beberapa bentuk transformasi *Box-Cox* berdasarkan nilai yang bersesuaian.

Selanjutnya dilakukan perhitungan ACF dan PACF contoh dari ketepatan transformasi dari deret (*series*) untuk mengidentifikasi orde p dan q dimana diketahui bahwa p adalah orde tertinggi pada *autoregressive* polynomial $(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$ dan q adalah orde tertinggi pada *moving average* polynomial $(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_q B^q)$.

Tabel 2.1 Transformasi *Box-Cox*

Nilai Lambda	Jenis Transformasi
-1,0	$1 / Z_t$
-0,5	$1 / \sqrt{Z_t}$
0	$\ln Z_t$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1	Z_t

Rumus perhitungan untuk ACF adalah sebagai berikut :

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})^2}, k = 0, 1, 2, \dots \quad (2.4)$$

Sedangkan rumus untuk PACF dijelaskan sebagai berikut (Wei, 2006).

$$\hat{\phi}_{k+1, k+1} = \frac{\hat{\rho}_{k+1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{k, j} \hat{\rho}_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{k, j} \hat{\rho}_j} \quad (2.5)$$

2.2.2 Estimasi Parameter

Estimasi parameter yang digunakan salah satunya adalah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Keunggulan dari estimasi menggunakan MLE adalah efisien (hasil estimasi memiliki nilai varians yang relative kecil), tidak terbatas pada momen pertama dan kedua, dan dapat menggunakan semua informasi pada data. Berdasarkan model umum ARMA pada persamaan (2.3), fungsi kepadatan peluang dari $a = (a_1, a_2, \dots, a_n)$ dapat dituliskan sebagai berikut.

$$P(a|\phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = (2\pi\sigma_a^2)^{n-2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n a_t^2\right] \quad (2.6)$$

dengan $a_t = \dot{Z}_t - \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q}$

Diberikan $\mathbf{Z} = (Z_1, Z_2, \dots, Z_n)'$ dan diasumsikan bahwa $\mathbf{Z}_* = (Z_{-1-p}, Z_{2-p}, \dots, Z_{-1}, Z_0)'$ serta vektor $a_* = (a_{-1-p}, a_{2-p}, \dots, a_{-1}, a_0)'$ merupakan *intial condition*, sehingga fungsi ln likelihood didefinisikan sebagai berikut :

$$\ln L_*(a|\phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi\sigma_a^2 - \frac{\sum_{t=1}^n a_t^2(\phi, \mu, \theta|Z_*, a_*, Z)}{2\sigma_a^2}$$

dengan $\sum_{t=1}^n a_t^2(\phi, \mu, \theta|Z_*, a_*, Z) = S_*(\phi, \mu, \theta)$. Berdasarkan asumsi variabel $\{Z_t\}$ bersifat stasioner dengan a_t memenuhi asumsi $N(0, \sigma^2)$, maka nilai Z_t dan a_t yang tidak diketahui masing-masing dapat digantikan dengan nilai \bar{Z} dan 0 sehingga didapatkan $S_*(\phi, \mu, \theta)$ dan didefinisikan sebagai berikut :

$$S_*(\phi, \mu, \theta) = \sum_{t=p+1}^n a_t^2(\phi, \mu, \theta|Z) \quad (2.7)$$

dengan demikian, nilai estimasi parameter $\hat{\phi}, \hat{\mu}, \hat{\theta}$ dengan model ARMA (p, q) dan diperoleh pula estimasi $\hat{\sigma}_a^2$ adalah sebagai berikut (Wei, 2006) :

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{S_*(\hat{\phi}, \hat{\mu}, \hat{\theta})}{n - (2p + q + 1)} \quad (2.8)$$

2.2.3 Uji Signifikansi Parameter

Pengujian signifikansi parameter dilakukan untuk mengetahui signifikansi parameter model ARMA sehingga diketahui variabel atau parameter yang signifikan dalam model. Pengujian signifikansi parameter AR yaitu ϕ dengan hipotesis sebagai berikut :

$H_0 : \phi_j = 0$ (Parameter model AR (p) tidak signifikan)

$H_1 : \phi_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, p$ (Parameter model AR (p) signifikan)

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}_j}{SE(\hat{\phi}_j)} \quad (2.9)$$

dimana $SE(\hat{\phi}_j)$ adalah *standard error* dari nilai taksiran ϕ . H_0 ditolak apabila $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2, n-n_p}$ dengan n_p adalah banyaknya parameter atau tolak H_0 jika $P_{value} < \alpha$.

Pengujian signifikansi parameter MA yaitu θ dengan hipotesis sebagai berikut :

$H_0 : \theta_i = 0$ (Parameter model MA (q) tidak signifikan)

$H_1 : \theta_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, p$ (Parameter model MA (q) signifikan)

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\theta}_i}{SE(\hat{\theta}_i)} \quad (2.10)$$

dimana $SE(\hat{\theta}_i)$ adalah *standard error* dari nilai taksiran θ . H_0 ditolak apabila $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2, n-n_q}$ dengan n_q adalah banyaknya parameter atau tolak H_0 jika $P_{value} < \alpha$.

2.3 Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

Model GARCH merupakan perkembangan dari model ARCH dan telah berhasil diaplikasikan pada data keuangan yang diperkenalkan oleh (Engle & Manganelli, 2001). GARCH merupakan model *time series* dengan bentuk *autoregressive* dan disebut *conditional heteroscedasticity* karena variasi waktu pada varians bersyarat pada model tersebut. GARCH merupakan bentuk umum dari *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH).

Pada kasus heteroskedastisitas, suatu model regresi secara umum dengan persamaan sebagai berikut :

$$Z_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

dimana $Z = (Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$ dan nilai ε_t merupakan residual yang memiliki variansi yang berubah sepanjang waktu, sehingga nilai ε_t dimodelkan sebagai berikut :

$$\varepsilon_t = \sigma_t Z_t \quad (2.11)$$

Nilai ε_t dimodelkan dengan menggunakan model ARCH untuk menangkap adanya kasus heteroskedastisitas. Model ARCH secara umum adalah sebagai berikut :

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^r \phi_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (2.12)$$

dengan $\omega > 0, \phi_j \geq 0$, dan $j = 1, 2, \dots, r$

Model umum GARCH (r,s) adalah sebagai berikut :

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^r \phi_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^s \beta_j \sigma_{t-i}^2 \quad (2.13)$$

dengan $\omega > 0, \phi_j \geq 0, \beta_j \geq 0$, dan $j = 1, 2, \dots, r$ serta $i = 1, 2, \dots, s$

Estimasi parameter GARCH menggunakan *Maximum Likelihood Ratio* (MLE) yang memaksimumkan fungsi *conditional likelihood* distribusi normal dari residual dengan persamaan sebagai berikut :

$$L(\beta, \phi | Y) = \prod_{t=1}^n \left(\frac{1}{2\pi\sigma_t^2} \right)^{1/2} \exp \left(-\frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma_t^2} \right) \quad (2.14)$$

Estimasi parameter β untuk model GARCH (r,s) dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut :

$$H_0 : \beta_j = 0, j = 1, 2, 3, \dots, s$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \quad (2.15)$$

Tolak H_0 jika nilai $|t_{hitung}| > t_{1-\alpha/2, n_s}$, dengan n merupakan banyaknya pengamatan dan n_s adalah banyaknya parameter model GARCH (r,s). Tolak H_0 menunjukkan bahwa parameter telah signifikan.

2.4 Autoregressive Conditional Duration (ACD)

Model *Autoregressive Conditional Duration* (ACD) diperkenalkan pertama kali oleh (Engle & Russell, 1998) dengan menggunakan konsep yang mirip dengan model ARCH dan digunakan untuk menggambarkan evolusi jangka waktu yang ingin diperdagangkan. Misalkan $t_0, t_1, t_2, \dots, t_n$ menunjukkan terjadinya transaksi dan n adalah banyaknya transaksi, serta X_i merupakan interval antara dua waktu kedatangan (durasi). Dengan demikian $X_i = t_i - t_{i-1}$. Model ACD ditentukan oleh kondisi dimana ψ_i merupakan ekspektasi bersyarat dari durasi ke- i dengan diberikan waktu kedatangan sebelumnya. Model umum ACD (Tsay R. , 2012) adalah sebagai berikut.

$$X_i = \psi_i \varepsilon_i, \quad (2.18)$$

dengan diasumsikan *standardized* durasi adalah $\{\varepsilon_i\} = x_i / \psi_i$ yang bersifat identik dan independen dengan sifat dari $E(\varepsilon_i) = 1$. Diasumsikan ψ_i (Tsay R. , 2012) berbentuk :

$$\psi_i = \omega + \sum_{j=1}^r \delta_j x_{i-j} + \sum_{j=1}^s \beta_j \psi_{i-j} \quad (2.19)$$

Persamaan (2.19) menunjukkan suatu ekspektasi bersyarat dari durasi ke- i yang bergantung pada r langkah dari durasi dan s

langkah dari ekspektasi durasi. Oleh karena itulah model tersebut dinamakan model ACD(r,s).

Pengujian ada atau tidaknya efek ACD dapat dilihat melalui uji Ljung Box mengikuti distribusi khi-kuadrat (χ^2) dengan derajat bebas sebesar m (lag maksimum). Perumusan hipotesis Ljung-Box adalah sebagai berikut.

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$ untuk semua nilai k , yaitu nilai semua koefisien ACF tersebut sampai dengan lag tertentu sama dengan nol.

H_1 : minimal ada 1 lag dengan $\rho_k \neq 0$

Atau

H_0 : Tidak terdapat efek ACD pada data

H_1 : Terdapat efek ACD pada data

Taraf signifikansi adalah $\alpha=5\%$. Pada Ljung Box statistik uji yang digunakan adalah :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \quad (2.20)$$

Keterangan :

n : Ukuran sampel

m : lag maksimum

ρ_k : autokorelasi, untuk $k=1,2,\dots,m$

Jika nilai Ljung Box lebih besar dari nilai kritis statistik dari tabel distribusi khi-kuadrat maka data mengandung efek ACD (Wei, 2006).

2.4.1 Pengujian Distribusi

Pengujian distribusi Eksponensial dan Weibull menggunakan fungsi *VarDurTest* pada *packages* di *software* R dengan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : Data berdistribusi Eksponensial ($b=1$)

H_1 : Data berdistribusi Weibull ($b \neq 1$)

Sehingga berdasarkan hipotesis didapatkan distribusi *no-hit duration* distribusi yang digunakan adalah (Candelon, Colletaz, Hurlin, & Sessi, 2008).

$$f_{exp}(D; p) = p \exp(-pD) \quad (2.21)$$

Dimana Eksponensial memiliki *hazard function* pada persamaan (2.22)

$$\lambda_{exp}(D) = \frac{f_{exp}(D)}{1 - F_{exp}(D)} = p \quad (2.22)$$

Untuk menguji independensi secara statistik harus membuat alternatif yang dapat menunjukkan dependensi untuk *duration*, yaitu distribusi Weibull yang dapat dituliskan sebagaimana persamaan (2.23) berikut.

$$f_W(D; a, b) = a^b b D^{b-1} \exp(-(aD)^b) \quad (2.23)$$

Dimana Weibull memiliki keuntungan bahwa *hazard function* memiliki bentuk *closed form* pada persamaan (2.24) berikut.

$$\lambda_W(D) = \frac{f_W(D)}{1 - F_W(D)} = a^b b D^{b-1} \quad (2.24)$$

Dimana distribusi eksponensial muncul sebagai kasus khusus dengan kegagalan yang sama, ketika $b = 1$. Distribusi weibull dapat mengurangi *hazard function* ketika $b < 1$, yang sesuai dengan jumlah yang berlebihan dari *duration* yang sangat singkat (*very volatile periods*) dan jumlah yang berlebihan dari *duration* yang sangat panjang (*very tranquil periods*). Untuk mengetahui durasi rata-rata terjadinya risiko dapat dihitung dengan Ekspektasi dari durasi $E(D)$ sesuai pada persamaan (2.25) berikut.

$$E(D) = \frac{1}{a} \Gamma\left(1 + \frac{1}{b}\right) \quad (2.25)$$

2.4.2 Exponential Autoregressive Conditional Duration (EACD)

Pada model umum ACD (2.20) apabila terjadi *error* dalam persamaan tersebut berdistribusi eksponensial maka model tersebut disebut model *Exponential Autoregressive Conditional Duration (EACD)*. Bentuk umum model EACD (r,s) (Tsay R. , 2012) adalah sebagai berikut.

$$X_i = \psi_i \varepsilon_i \quad (2. 26)$$

dengan

$$\psi_i = \omega + \sum_{j=1}^r \delta_j x_{i-j} + \sum_{j=1}^s \beta_j \psi_{i-j} \quad (2. 27)$$

dan $E(\varepsilon_i) = 1$.

Model paling sederhana dari model EACD(r,s) adalah EACD(1,1) dapat dinyatakan sebagai berikut.

$$X_i = \psi_i \varepsilon_i, \quad (2. 28)$$

$$\psi_i = \omega + \delta_1 x_{i-1} + \beta_1 \psi_{i-1} \quad (2. 29)$$

A. Nilai Harapan dan Variansi dari Durasi Model EACD

Nilai harapan dari durasi (χ_i) untuk model EACD(r,s) dapat diperoleh dengan mengambil ekspektasi pada kedua ruas persamaan (2.26) yaitu.

$$E(\psi_i) = \omega + \delta_1 E(x_{i-1}) + \beta_1 E(\psi_{i-1}), \quad (2. 30)$$

dengan menggunakan sifat stasioner yaitu $E(X_i) = E(X_{i-1})$ dan $E(\psi_i) = E(\psi_{i-1})$ diperoleh

$$E(\psi_1) = \mu_x = \frac{\omega}{1 - \delta_1 - \beta_1} \quad (2. 31)$$

karena $E(\varepsilon_i^2) = 2$ maka $E(X_i^2) = E(\psi_i^2 \varepsilon_i^2)$ dan $E(X_i^2) = 2E(\psi_i^2)$

Kuadrat dari persamaan (2.26) diperoleh hasil sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \psi_i^2 = & \omega^2 + (\delta_1 X_{i-1})^2 + (\beta_1 X_{i-1})^2 + 2\omega\delta_1 X_{i-1} \\ & + 2\delta_1 X_{i-1}\beta_1\psi_{i-1} + 2\omega\beta_1\psi_{i-1} \end{aligned} \quad (2.32)$$

dengan mengambil ekspektasi pada persamaan (2.30) didapat hasil sebagai berikut.

$$\begin{aligned} E(\psi_i^2) = & \omega^2 + \delta_1^2 E(X_{i-1}^2) + \beta_1^2 E(\psi_{i-1}^2) + 2\omega\delta_1 E(X_{i-1}) \\ & + 2\delta_1\beta_1 E(X_{i-1})E(\psi_{i-1}) + 2\omega\beta_1 E(\psi_{i-1}) \end{aligned} \quad (2.33)$$

Menggunakan sifat stasioneritas yaitu $E(X_i) = E(X_{i-1})$ dan $E(\psi_i) = E(\psi_{i-1})$ maka persamaan (2.31) menjadi

$$E(\psi_i^2) = \frac{\mu_x [2\omega\delta_1 + 2\delta_1\beta_1\mu_x + 2\omega\beta_1] + \omega^2}{1 - 2\delta_1^2 - \beta_1^2} \quad (2.34)$$

Akan ditentukan variansi untuk X_i dengan menggunakan persamaan (2.28) dan (2.29) yaitu (Tsay R. , 2012).

$$\begin{aligned} Var(X_i) = & E(X_i^2) - [E(X_i)]^2 \\ = & 2E(\psi_i^2) - [E(X_i)]^2 \end{aligned} \quad (2.35)$$

$$Var(X_i) = 2 \left[\frac{\mu_x [2\omega\delta_1 + 2\delta_1\beta_1\mu_x + 2\omega\beta_1] + \omega^2}{1 - 2\delta_1^2 - \beta_1^2} \right] - \mu_x^2$$

$$\text{dengan } \mu_x = \frac{\omega}{1 - \delta_1 - \beta_1}.$$

B. Estimasi Model EACD

Estimasi parameter didapatkan dengan mencari fungsi *likelihood* yaitu dengan menggunakan fungsi densitas model EACD(r, s) pada persamaan (2.22) dan $\varepsilon_i \sim \exp(1)$. Fungsi densitas peluang untuk $X \sim \exp(1)$ adalah $f(x) = e^{-x}$, $x > 0$ dengan transformasi peubah acak yang dinyaakan dengan rumus sebagai berikut.

$$f(x_i; \theta) = \frac{1}{\psi_1} \exp \left[- \left(\frac{x_i}{\psi_i} \right) \right] \quad (2.36)$$

Misalkan L_i merupakan fungsi *likelihood* untuk pengamatan ke- i dan ukuran sampel dinyatakan dengan T , maka fungsi *likelihood* untuk densitas bersamanya adalah sebagai berikut (Tsay R., 2007).

$$l(\theta | x_i) = \sum_{i=1}^T \left[-\log(\psi_i) - \left(\frac{x_i}{\psi_i} \right) \right] \quad (2.37)$$

Setelah mendapatkan persamaan model EACD(r, s) yang tepat untuk estimasi maka dilakukan pemeriksaan diagnostik yaitu memeriksa apakah data runtun waktu masih mengandung korelasi serial atau tidak.

2.4.3 Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)

Transaksi durasi keuangan berbanding terbalik dengan intensitas perdagangan, yang pada gilirannya tergantung pada kedatangan informasi baru, sehingga sulit untuk membenarkan bahwa fungsi durasi konstan. Untuk mengatasi kelemahan ini, distribusi inovasi alternatif telah diusulkan dalam literature adalah distribusi Weibull (Engle & Russell, 1998). Pada variabel X yang random untuk distribusi Weibull dengan parameter shape $\delta > 0$ dan parameter scale

$\beta > 0$ jika *cumulative distribution function* (cdf) dan *probability density function* (pdf) adalah

$$F(x|\delta, \beta) = \begin{cases} 0 & \text{Jika } x < 0 \\ 1 - e^{-(x/\beta)^\delta} & \text{Jika } x \geq 0 \end{cases} \quad (2.38)$$

dan

$$f(x|\delta, \beta) = \begin{cases} \frac{\delta}{\beta^\delta} x^{\delta-1} e^{-(x/\beta)^\delta} & \text{Jika } x < 0 \\ 0 & \text{Lainnya} \end{cases} \quad (2.39)$$

Fungsi densitas probabilitas dari standar Weibull variabel acak X adalah (Tsay R. , 2007).

$$f(x|\delta) = \begin{cases} \delta \left[\Gamma\left(1 + \frac{1}{\delta}\right) \right]^\delta x^{\delta-1} \exp\left\{-\left[\Gamma\left(1 + \frac{1}{\delta}\right)y\right]^\delta\right\}, & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \end{cases} \quad (2.40)$$

Dimana α disebut sebagai bentuk parameter dan Γ . Jika ϵ_i merupakan model untuk *standardized* distribusi Weibull dengan fungsi densitas probabilitas $f(x|\delta)$ persamaan (2.40), dengan fungsi *conditional* densitas adalah x_i terhadap F_{i-1} adalah (Tsay R. , 2007).

$$f(x|\delta) = \delta \left[\Gamma\left(1 + \frac{1}{\delta}\right) \right]^\delta \frac{x_i^{\delta-1}}{\psi_i^\delta} \exp\left\{-\left[\frac{\Gamma\left(1 + \frac{1}{\delta}\right)x_i}{\psi_i}\right]^\delta\right\} \quad (2.41)$$

Dimana dapat digunakan untuk mendapatkan fungsi log *likelihood* bersyarat dari data estimasi. Model WACD (1,1) adalah sebagai berikut.

$$\psi_i = \omega + \delta_1 x_{i-1} + \beta_1 \psi_{i-1} \quad (2.42)$$

2.5 Kriteria Pemilihan Model

Pemilihan model terbaik dilakukan pada beberapa model yang signifikan yang didapatkan dalam analisis time series, dimana pemilihan model terbaik dilakukan pada data menggunakan AIC dan SC yaitu sebagai berikut.

- a. Kriteria pemilihan model dengan AIC (*Akaike Information Criterion*)

AIC (*Akaike Information Criterion*) merupakan suatu metode untuk menguji ketepatan suatu model yang didefinisikan sebagai berikut (Fitriyah, 2009).

$$AIC = \log \left(\frac{\sum e_i^2}{n} \right) + \frac{2h}{n} \quad (2.43)$$

Keterangan :

e_i^2 : residual kuadrat

h : jumlah parameter

n : jumlah data

- b. Kriteria pemilihan model dengan SC (*Schwarz Criterion*)

Kriteria pemilihan model dengan SC (*Schwarz Criterion*) dapat didefinisikan sebagai berikut.

$$SC = \log \left(\frac{\sum e_i^2}{n} \right) + \frac{h}{n} \log n \quad (2.44)$$

Keterangan

e_i^2 : residual kuadrat

h : jumlah parameter

n : jumlah data

Model yang baik adalah model dengan nilai AIC dan SC yang lebih kecil. Setelah diperoleh persamaan $EACD(r,s)$ atau $WACD(r,s)$ yang tepat untuk estimasi, langkah berikutnya adalah menguji apakah *error* dari model EACD benar-benar berdistribusi Eksponensial standar atau tidak atau model WACD benar-benar berdistribusi Weibull standar atau tidak. Untuk uji asumsi tersebut dilakukan uji kecocokan model (*Goodness of Fit*) dari distribusi Eksponential atau Weibull yaitu dengan menggunakan plot probabilitas, dengan sumbu X menyatakan *error* dari data pengamatan dan sumbu Y adalah persentase jumlah data *error*. Apabila titik-titik *error* dari data pengamatan mengikuti suatu garis lurus maka *error* dapat dikatakan berdistribusi eksponensial (Engle & Russell, 1998).

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Sumber data pada penelitian ini adalah data sekunder tentang *volume* saham sektor infrastruktur dan konstruksi yang terdampak *tax amnesty*. Data *volume* transaksi saham diambil dari situs *finance.yahoo.com* mulai 1 Januari 2013 hingga 31 Maret 2017 untuk perusahaan PT Waskita Karya, PT Wijaya Karya, PT Adhi Karya, PT Pembangunan Perumahan, PT. Perusahaan Gas Negara, PT. Jasa Marga, PT Indika Energy, PT Garuda Indonesia, dan PT Telekomunikasi Indonesia. Pengambilan data dimulai pada tahun 2013 dikarenakan IPO pada perusahaan PT Waskita Karya yakni 19 Desember 2013.

3.2 Variabel Penelitian

Adapun variabel penelitian dalam penelitian dengan menggunakan metode *Autoregressive Conditional Duration* (ACD) adalah sebagai berikut.

Tabel 3. 1 Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan	Skala	Kode Emiten
$X_{1,t}$	<i>Volume</i> transaksi saham PT. Waskita Karya Tbk	Rasio	WSKT.JK
$X_{2,t}$	<i>Volume</i> transaksi saham PT. Wijaya Karya Tbk	Rasio	WIKI.JK
$X_{3,t}$	<i>Volume</i> transaksi saham PT. Adhi Karya Tbk	Rasio	ADHI.JK
$X_{4,t}$	<i>Volume</i> transaksi saham PT. Pembangunan Perumahan Tbk	Rasio	PTPP.JK
$X_{5,t}$	<i>Volume</i> transaksi saham PT. Telekomunikasi Indonesia Tbk	Rasio	TLKM.JK
$X_{6,t}$	<i>Volume</i> transaksi saham PT. Indika Energy Tbk	Rasio	INDY.JK

Tabel 3. 1 Variabel Penelitian (Lanjutan)

Variabel	Keterangan	Skala	Kode Emiten
$X_{7,t}$	Volume transaksi saham PT. Perusahaan Gas Negara Tbk	Rasio	PGAS.JK
$X_{8,t}$	Volume transaksi saham PT. Jasa Marga (Persero) Tbk	Rasio	JSMR.JK
$X_{9,t}$	Volume transaksi saham PT. Garuda Indonesia Tbk	Rasio	GIAA.JK

Adapun struktur data dalam penelitian untuk setiap perusahaan dengan menggunakan metode *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* adalah sebagai berikut.

Tabel 3. 2 Struktur Data

						<i>Residual ARMA- GARCH</i>	Dummy ($D_{m,t}$)	Durasi ($X_{m,t}$)
Tahun	Bulan	Tanggal	t	$V_{m,t}$				
Periode Sebelum Tax Amnesty	2013	Januari	2	1	$V_{m,1}$	Residual _{m,1}	1) $X_{m,0}$
			3	2	$V_{m,2}$	Residual _{m,2}	0	
			4	3	$V_{m,3}$	Residual _{m,3}	1	
		) $X_{m,1} = 3-1 = 2$
			
			30	31	$V_{m,31}$	Residual _{m,31}	0	

		
		
		
		
		
	2016	Juni
			902	902

Tabel 3. 3 Struktur Data (Lanjutan)

	Tahun	Bulan	Tanggal	t	$V_{m,t}$	<i>Residual</i> <i>ARMA-</i> <i>GARCH</i>	Dummy ($D_{m,t}$)	Durasi ($X_{m,t}$)
Periode Selama Tax Amnesty	2016	Juli	903	903	$V_{m,903}$
		
		
		
		
		
	2017	Maret	1
			2
			3
		
		
			31	1098	$V_{m,1098}$

Variabel dummy bernilai 0 apabila nilai residual kurang dari 0 dan bernilai 1 apabila nilai residual lebih dari atau sama dengan 0.

3.3 Langkah Analisis

Analisis dilakukan dengan 3 periode yaitu periode I mulai 1 Januari 2013 hingga 31 Maret 2017, periode II mulai 1 Januari 2013 hingga 30 Juni 2016, dan periode III mulai 1 Juli 2016 hingga 31 Maret 2017. Adapun langkah analisis pada penelitian tentang *volume* transaksi saham perusahaan sektor infrastruktur dan konstruksi yang terdampak *tax amnesty* adalah sebagai berikut.

1. Analisis statistika deskriptif pada saham perusahaan sektor infrastruktur dan konstruksi
2. Menggambarkan data transaksi volume saham dengan *time series plot*

3. Identifikasi stasioneritas data dalam *mean* dan *varians*. Jika identifikasi stasioneritas dalam *varians* menggunakan *Box-Cox*, dan identifikasi stasioneritas dalam *mean* menggunakan ACF.
4. Melakukan pemodelan ARMA-GARCH dan residualnya digunakan untuk menentukan durasi yaitu dengan menghitung dummy terlebih dahulu. Dengan nilai dummy sebagai berikut :

$$D_{m,i} = \begin{cases} 1 & \text{jika residual ARMA - GARCH} < 0 \\ 0 & \text{jika residual ARMA - GARCH} \geq 0 \end{cases}$$

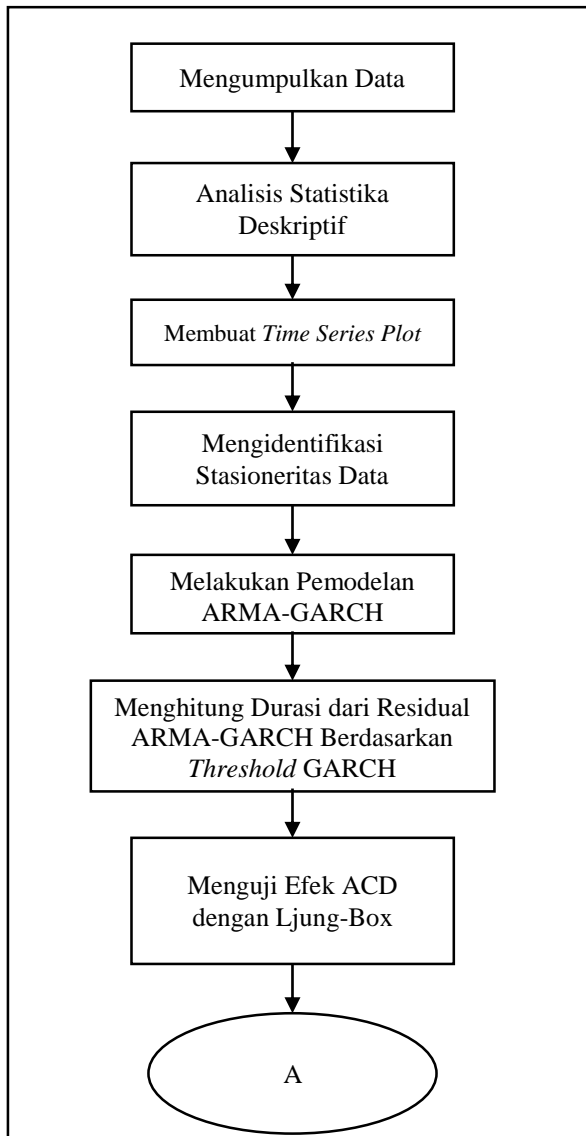
Keterangan :

$D_{m,i}$ = Nilai Dummy

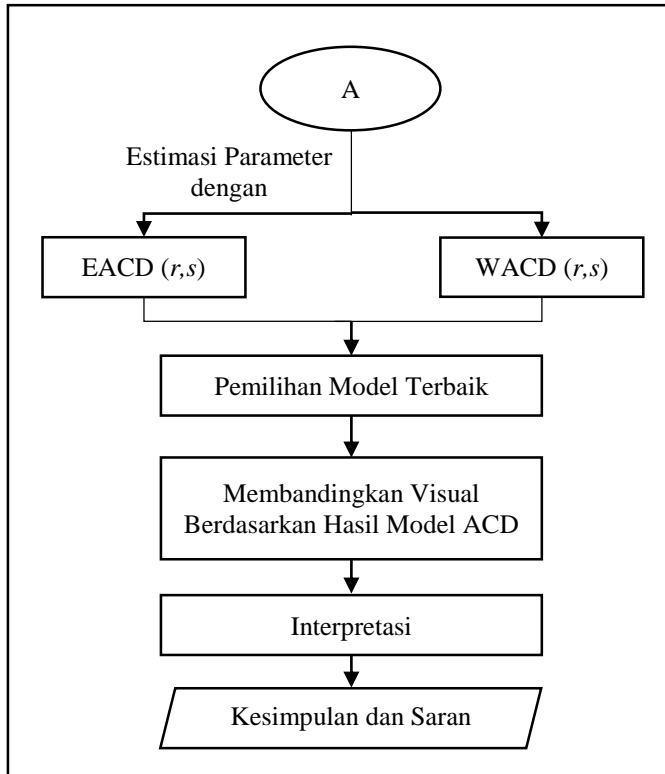
5. Menghitung durasi atau interval antara dua kejadian yaitu $X_i = t_i - t_{i-1}$ dengan X_i adalah durasi kejadian ke- i . t_i adalah saat terjadinya transaksi saat ini dan t_{i-1} adalah saat terjadinya transaksi sebelumnya.
6. Pengujian efek ACD dengan Ljung Box dari durasi transaksi volume saham
7. Estimasi parameter model EACD(r,s) atau WACD(r,s)
8. Membandingkan likuiditas saham periode sebelum *tax amnesty* dan selama *tax amnesty* secara visual
9. Interpretasi hasil visual model ACD
10. Membuat kesimpulan dan saran

3.4 Diagram Alir

Adapun diagram alir pada penelitian tentang transaksi saham sektor infrastruktur dan konstruksi yang terdampak *tax amnesty* adalah sebagai berikut.



Gambar 3. 1 Diagram Alir



Gambar 3. 2 Diagram Alir (Lanjutan)

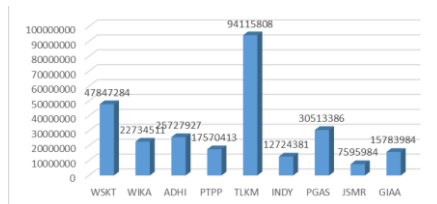
BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

4.1 Deskripsi Transaksi Volume Saham

Statistika deskriptif merupakan metode yang digunakan untuk mengetahui karakteristik dari data transaksi volume saham pada sektor konstruksi dan infrastruktur.

a. Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

Berikut hasil karakteristik transaksi volume saham pada sektor konstruksi dan infrastruktur.



Gambar 4.1 Rata-Rata Transaksi Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

Karakteristik data transaksi volume saham perusahaan sektor konstruksi dan infrastruktur yang memiliki nilai rata-rata paling tinggi adalah perusahaan PT.Telekomunikasi Indonesia (TLKM) dengan menjual saham sebesar 94.115.808 lembar saham sedangkan rata-rata penjualan saham terendah adalah PT Jasa Marga (Persero) yaitu sebesar 7.595.984 lembar saham.



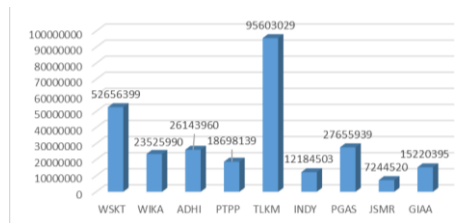
Gambar 4.2 Koefisien Variasi Transaksi Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

Koefisien variasi transaksi volume saham pada Gambar 4.2 diketahui yang memiliki nilai yang cukup tinggi adalah perusahaan PT

Indika Energy, hal tersebut menunjukkan bahwa risiko yang dihadapi investor saat berinvestasi pada periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 juga semakin besar. Pada koefisien transaksi volume saham terendah adalah PT Telekomunikasi Indonesia yaitu sebesar 51,24 sehingga diketahui bahwa risiko lebih kecil apabila investor berinvestasi di perusahaan tersebut pada periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017.

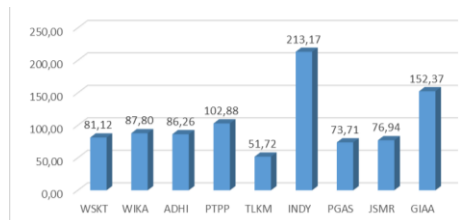
b. Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

Berikut hasil karakteristik transaksi volume saham pada sektor konstruksi dan infrastruktur.



Gambar 4.3 Rata-Rata Transaksi Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

Pada Gambar 4.3 diketahui bahwa karakteristik data transaksi volume saham perusahaan sektor konstruksi dan infrastruktur yang memiliki nilai rata-rata tertinggi adalah perusahaan PT.Telekomunikasi Indonesia (TLKM) yang mampu menjual saham yaitu sebesar 95.603.029 lembar saham dan terendah adalah perusahaan PT Jasa Marga (Persero) yang mampu menjual saham yaitu sebesar 7.244.520 lembar.

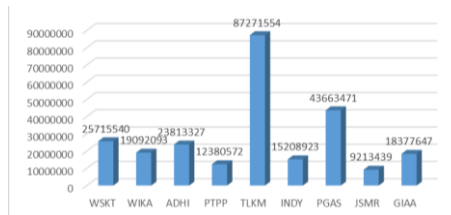


Gambar 4.4 Koefisien Variasi Transaksi Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

Berdasarkan Gambar 4.4 koefisien variasi transaksi volume saham yang tertinggi adalah perusahaan PT Indika Energy, hal tersebut menunjukkan bahwa risiko yang dihadapi investor saat berinvestasi pada periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016 juga semakin besar, sedangkan koefisien variasi terendah adalah PT Telekomunikasi Indonesia, sehingga para investor memiliki resiko yang kecil untuk berinvestasi pada periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016.

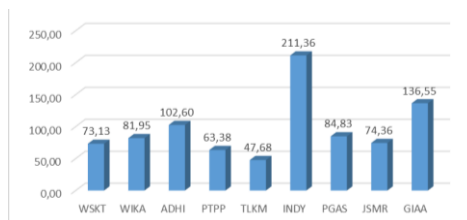
c. Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

Hasil karakteristik transaksi volume saham pada sektor konstruksi dan infrastruktur adalah sebagai berikut.



Gambar 4.5 Rata-Rata Transaksi Volume Saham Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

Berdasarkan Gambar 4.5 rata-rata transaksi volume saham untuk perusahaan sektor konstruksi dan infrastruktur tertinggi adalah perusahaan PT.Telekomunikasi Indonesia yang menjual saham sebesar 87.271.554 lembar saham dan terendah adalah perusahaan PT Jasa Marga (Persero) dengan penjualan saham sebesar 9.213.439 lembar saham.



Gambar 4.6 Koefisien Variasi Transaksi Volume Saham Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

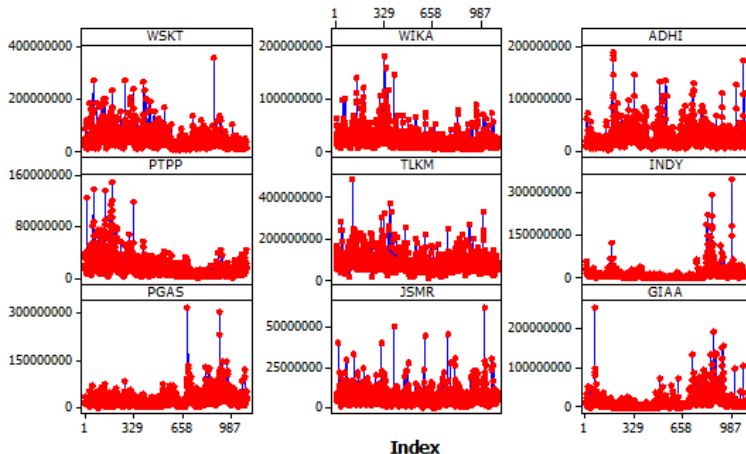
Koefisien variasi transaksi volume saham sesuai Gambar 4.6 yang cukup tinggi adalah perusahaan PT Indika Energy, hal tersebut menunjukkan bahwa risiko yang dihadapi investor saat berinvestasi pada periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017 juga semakin besar. Sedangkan nilai koefisien variasi transaksi volume saham terendah adalah PT. Telekomunikasi Indonesia sehingga risiko untuk berinvestasi pada periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017 sangat kecil.

4.2 Time Series Plot Transaksi Volume Saham

Salah satu pernyataan visual paling sederhana yang dapat digunakan untuk mengetahui volume saham adalah dengan melihat *time series plot*.

a. Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

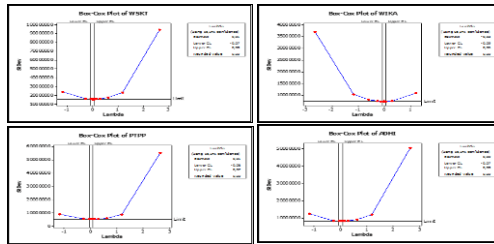
Time series plot dari transaksi volume saham pada sektor konstruksi dan infrastruktur adalah sebagai berikut.



Gambar 4.7 Time Series Plot Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017.

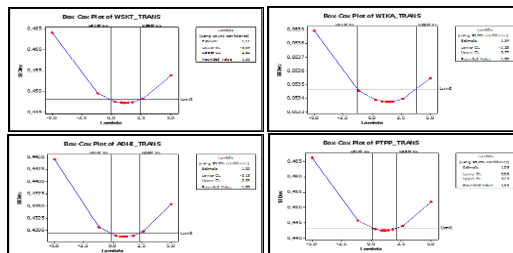
Berdasarkan Gambar 4.7 diketahui bahwa transaksi volume saham sektor konstruksi dan infrastuktur berfluktuatif. Secara visual

dapat dilihat bahwa transaksi volume saham pada 9 perusahaan tersebut tidak stasioner dalam *mean* dan *varians*, namun untuk membuktikannya dapat dilihat melalui pola ACF dan *transformasi Box-Cox*. Stasioneritas terhadap *varians* dapat diketahui menggunakan transformasi *Box-Cox*. Hasil transformasi *Box-Cox* pada data transaksi volume saham sektor konstruksi adalah sebagai berikut.



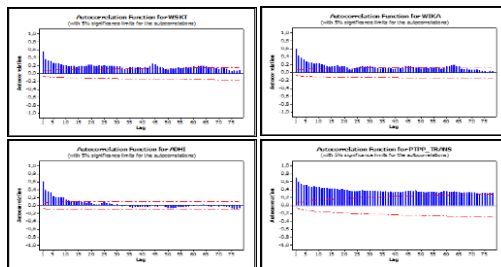
Gambar 4.8 *Box-Cox* Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

Berdasarkan Gambar 4.8 diketahui bahwa nilai *rounded value* sebesar 0,00. Selain itu nilai *lower CL* dan *upper CL* pada selang interval tersebut belum memuat nilai 1, sehingga data transaksi volume saham sektor konstruksi periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 belum stasioner terhadap *varians* dan perlu dilakukan *transformasi* $\sqrt{Z_t}$. Berikut hasil *Box-Cox* data transaksi volume saham sektor konstruksi periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 setelah dilakukan *transformasi*.



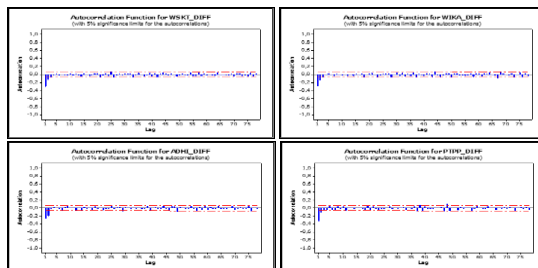
Gambar 4.9 *Box-Cox* Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 Setelah Transformasi

Berdasarkan Gambar 4.9 diketahui bahwa nilai *rounded value* sebesar 1,00. Selain itu nilai *upper CL* pada selang interval tersebut telah melebihi nilai 1, sehingga data transaksi volume saham sektor konstruksi periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 diindikasikan telah stasioner dalam *varians*. Setelah memenuhi asumsi stasioner dalam *varians*, selanjutnya dilakukan pemeriksaan stasioneritas terhadap *mean* dengan menggunakan plot ACF (*Autocorrelation Function*). Hasil plot ACF pada data transaksi volume saham sektor konstruksi periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 digambarkan pada Gambar 4.10 sebagai berikut.



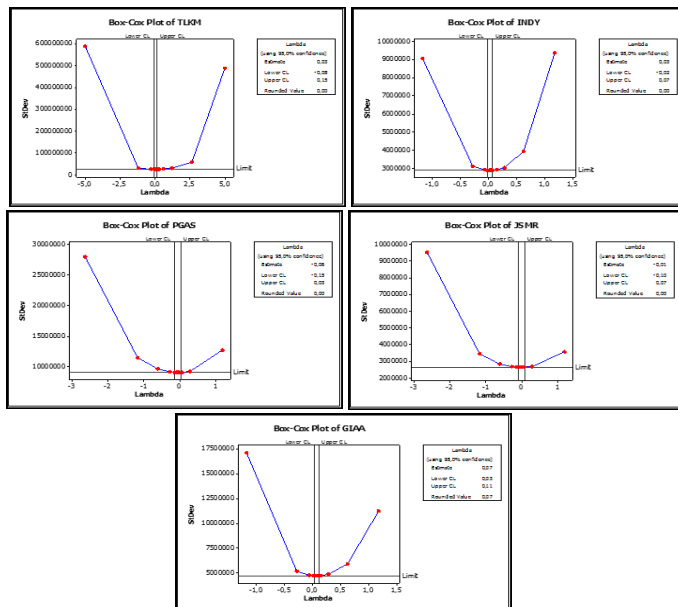
Gambar 4.10 Plot ACF Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

Plot ACF pada Gambar 4.10 mengindikasikan bahwa data transaksi volume saham sektor konstruksi periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 belum stasioner dalam *mean* karena plot turun secara melambat, sehingga perlu dilakukan *differencing* dengan hasil plot ACF sebagai berikut.



Gambar 4.11 Plot ACF Sektor Konstruksi Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 Setelah *Differencing*

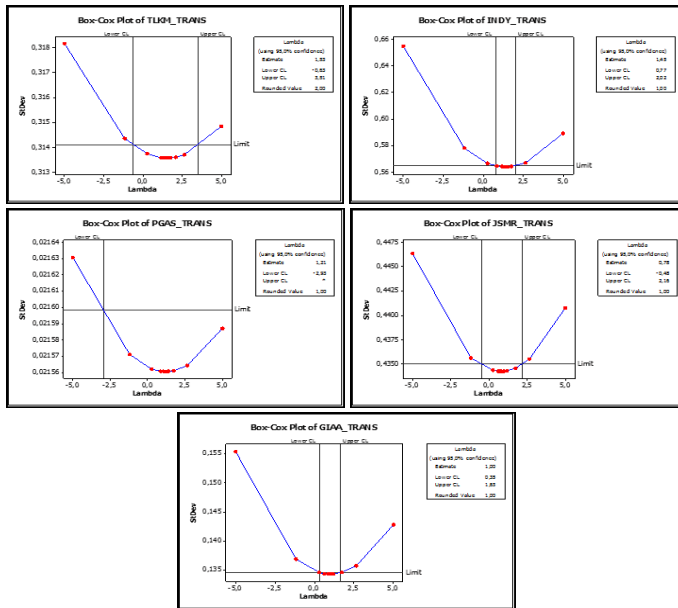
Berdasarkan Gambar 4.11 diketahui bahwa plot ACF data transaksi volume saham sektor konstruksi periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 telah stasioner dalam *mean* karena plot ACF tidak menurun secara melambat. Selanjutnya dilakukan pemeriksaan stasioner dalam *varians* dan *mean* pada sektor infrastruktur. Berikut hasil pemeriksaan stasioner dalam *varians* dengan menggunakan *Box-Cox*.



Gambar 4.12 *Box-Cox* Sektor Infrastruktur Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

Pada Gambar 4.12 diketahui bahwa nilai *rounded value* tidak bernilai 1. Selain itu nilai *lower CL* dan *upper CL* pada selang interval tersebut belum bernilai 1, sehingga data transaksi volume saham sektor infrastruktur periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 belum stasioner terhadap *varians* dan perlu dilakukan transformasi $\sqrt{Z_t}$. Berikut hasil *Box-Cox* data transaksi volume saham sektor

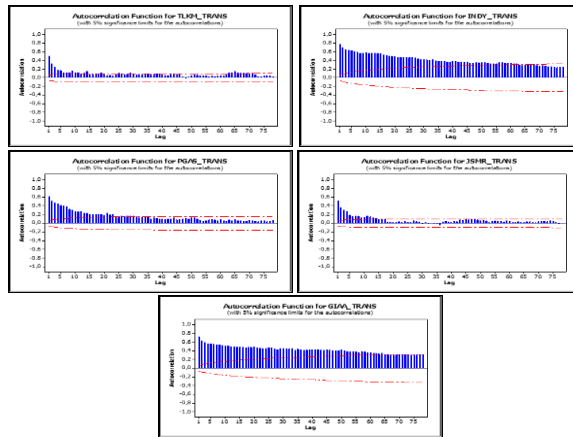
infrastruktur periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 setelah dilakukan *transformasi*.



Gambar 4.13 Box-Cox Sektor Infrastruktur Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

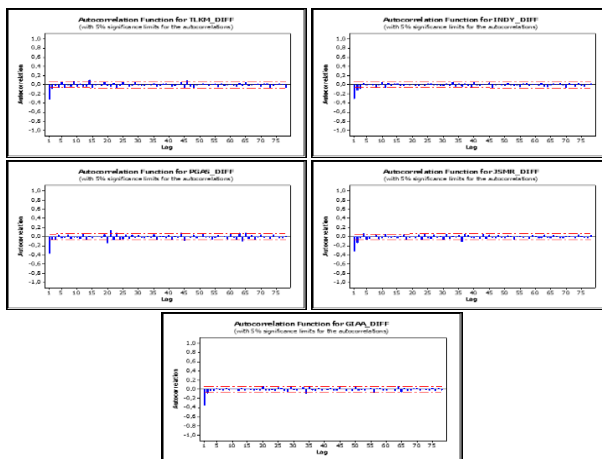
Pemeriksaan stasioner dalam *varians* pada Gambar 4.13 diketahui bahwa nilai *rounded value* sebesar 1,00 untuk perusahaan PT.Indika Energy, PT. Perusahaan Gas Negara, PT. Jasa Marga (Persero) dan PT. Garuda Indonesia, sedangkan *rounded value* bernilai 2,00 untuk perusahaan PT. Telekomunikasi Indonesia. Selain itu nilai *upper CL* pada selang interval tersebut telah melebihi nilai 1, sehingga data transaksi volume saham sektor infrastruktur periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 telah stasioner dalam *varians*.

Selanjutnya dilakukan pemeriksaan stasioneritas terhadap *mean* dengan menggunakan plot ACF (*Autocorrelation Function*), setelah dilakukan pemeriksaan stasioner dalam *varians*. Berikut hasil plot ACF pada data transaksi volume saham sektor infrastruktur periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017.



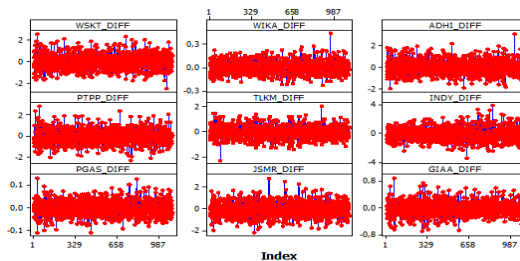
Gambar 4.14 Plot ACF Sektor Infrastruktur Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

Berdasarkan Gambar 4.14 diketahui bahwa data transaksi volume saham sektor infratruktur periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 belum stasioner dalam *mean* karena plot turun secara melambat, sehingga perlu dilakukan *differencing* dengan hasil plot ACF sebagai berikut.



Gambar 4.15 Plot ACF Sektor Infrastruktur Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 Setelah *Differencing*

Berdasarkan Gambar 4.15 diketahui bahwa plot ACF data transaksi volume saham sektor infrastruktur periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 telah stasioner dalam *mean* karena plot ACF tidak menurun secara melambat. Data transaksi volume saham pada periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 telah dilakukan *transformasi* dan *differencing* sehingga data transaksi volume saham telah stasioner dalam *varians* dan *mean*, sehingga didapatkan hasil *time series plot* sebagai berikut.

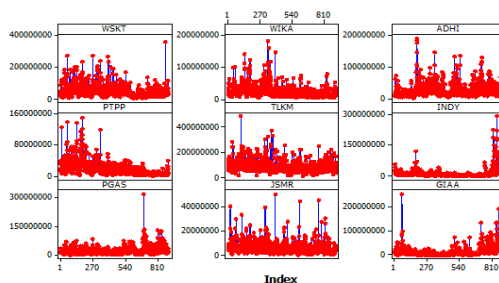


Gambar 4.16 Time Series Plot Stasioner Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017.

Setelah dilakukan pemeriksaan stasioner dalam *varians* dan *mean*, maka selanjutnya data yang telah stasioner digunakan dalam analisis model ARMA-GARCH.

b. Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

Time series plot dari transaksi volume saham pada sektor konstruksi dan infrastruktur adalah sebagai berikut.

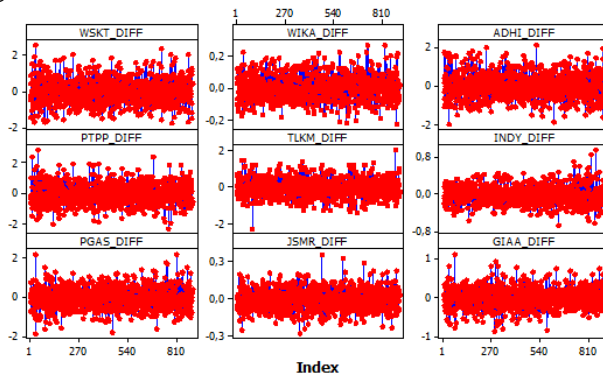


Gambar 4.17 Time Series Plot Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016.

Berdasarkan Gambar 4.17 diketahui bahwa transaksi volume saham sektor konstruksi dan infrastruktur berfluktuatif. Secara visual dapat dilihat bahwa transaksi volume saham pada 9 perusahaan tersebut tidak stasioner dalam *mean* dan *varians*, namun untuk membuktikannya dapat dilihat melalui pola ACF dan *transformasi Box-Cox*.

Dengan langkah dan cara yang sama dengan periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 dengan dilakukannya pemeriksaan stasioner dalam *varians* menghasilkan plot yang tidak stasioner dalam *varians* baik untuk sektor konstruksi maupun infrastruktur sehingga dilakukan *transformasi* menggunakan *Box-Cox* hingga data stasioner dalam *varians*. Setelah dilakukan pemeriksaan stasioner dalam *varians* selanjutnya dilakukan pemeriksaan stasioner dalam *mean* dan didapatkan hasil bahwa data transaksi volume saham periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016 tidak stasioner dalam *mean* sehingga diperlukan *differencing* dengan melihat plot ACF, setelah dilakukan *differencing* didapatkan hasil telah stasioner dalam *mean*.

Pada periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016 telah dilakukan *transformasi* dan *differencing* sebanyak sehingga data transaksi volume saham telah stasioner secara *varians* dan *mean* baik sektor infrastruktur maupun konstruksi, sehingga didapatkan hasil *time series plot* sebagai berikut.

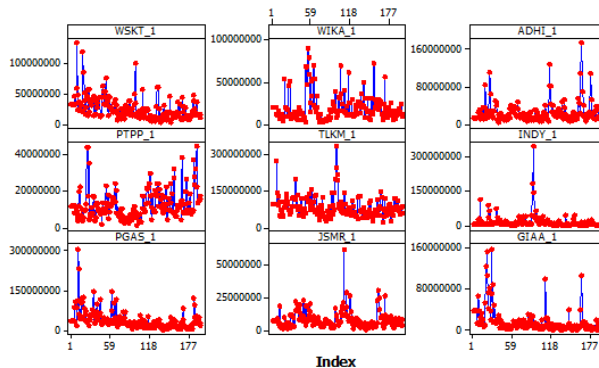


Gambar 4.18 *Time Series Plot* Stasioner Volume Saham Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016.

Pada Gambar 4.18 telah stasioner dalam *mean* dan *varians*, maka selanjutnya data yang telah stasioner digunakan dalam analisis model ARMA-GARCH.

c. Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

Time series plot dari transaksi volume saham pada sektor konstruksi dan infrastruktur adalah sebagai berikut.

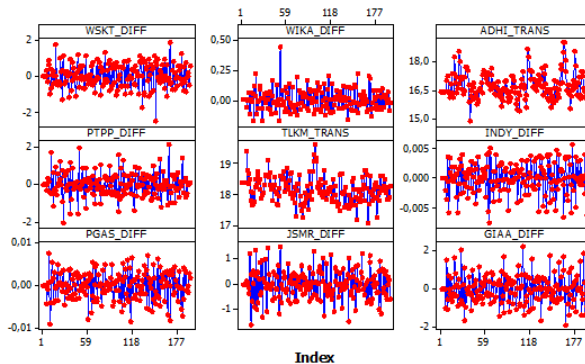


Gambar 4.19 *Time Series Plot* Volume Saham Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017.

Berdasarkan Gambar 4.19 diketahui bahwa transaksi volume saham sektor konstruksi dan infrastuktur berfluktuatif. Secara visual dapat dilihat bahwa transaksi volume saham pada 9 perusahaan tersebut tidak stasioner dalam *mean* dan *varians*.

Dengan langkah dan cara yang sama dengan periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 dengan dilakukannya pemeriksaan stasioner dalam *varians* menghasilkan plot yang tidak stasioner dalam *varians* baik untuk sektor konstruksi maupun infrastruktur sehingga dilakukan *transformasi* menggunakan *Box-Cox* hingga data stasioner dalam *varians*. Setelah dilakukan pemeriksaan stasioner dalam *varians* selanjutnya dilakukan pemeriksaan stasioner dalam *mean* dan didapatkan hasil bahwa data transaksi volume saham periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017 tidak stasioner dalam *mean* sehingga diperlukan *differencing* dengan melihat plot ACF, setelah dilakukan *differencing* didapatkan hasil telah stasioner dalam *mean*.

Nilai stasioner dalam *varians* dapat diketahui dengan *transformasi* dan stasioner dalam *mean* dapat diketahui dengan menggunakan plot acf. Pada periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017 dibutuhkan *transformasi* dan *differencing* sebanyak 1 kali sehingga data transaksi volume saham dapat stasioner secara *varians* dan *mean*, sehingga didapatkan hasil *time series plot* sebagai berikut.



Gambar 4.20 *Time Series Plot* Stasioner Volume Saham Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

Pada Gambar 4.20 telah dilakukan transformasi dan differencing sehingga didapatkan *time series plot* yang telah stasioner dalam *mean* dan *varians* pada data transaksi volume saham sektor konstruksi dan infrastruktur periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017.

4.3 Model ARMA - GARCH (ARMA - GARCH)

Model ARMA-GARCH dilakukan untuk mendapatkan hasil residual yang nantinya akan dilakukan perhitungan durasi berdasarkan *threshold* GARCH. Berikut hasil ARMA- GARCH pada sektor konstruksi dan infrastruktur selama tiga periode.

1. PT Waskita Karya Tbk

Model GARCH pada perusahaan PT Waskita Karya Tbk untuk ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.1 Model ARMA-GARCH PT Waskita Karya Tbk

No	Periode	Model	Parameter	Estimasi	t hitung	Pvalue
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ARMA (1,0) GARCH (1,0)	ϕ_1	-0,289	-10,029	0,000
			ω	0,001	11,464	0,000
			β_1	0,998	4549,719	0,000
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ARMA (0,1) GARCH (0,1)	θ_1	-0,585	-13,998	0,000
			ω	0,001	10,723	0,000
			β_1	0,998	4081,835	0,000
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ARMA (0,1) GARCH (1,0)	θ_1	-0,869	-16,093	0,000
			ω	0,235	7,422	0,000
			δ_1	0,245	2,205	0,027

Berdasarkan Tabel 4.1 diketahui bahwa model ARMA-GARCH untuk ketiga periode pada PT Waskita Karya Tbk telah memiliki parameter yang signifikan karena nilai $|t_{hitung}|$ yang telah dibandingkan dengan nilai t_{tabel} pada tingkat signifikansi $\alpha=10\%$ yaitu sebesar 1,645. Berdasarkan model yang telah signifikan dapat dilanjutkan analisis perhitungan durasi dengan menggunakan *residual* model GARCH yang dibandingkan dengan *threshold* untuk mendapatkan nilai durasi dan dilakukan pengecekan efek *Autoregressive Conditional Duration* (ACD).

2. PT Wijaya Karya

Model GARCH pada perusahaan PT Wijaya Karya Tbk untuk ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.2 Model ARMA-GARCH PT Wijaya Karya Tbk

No	Periode	Model	Parameter	Estimasi	t hitung	Pvalue
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ARMA (0,1) GARCH (0,1)	θ_1	-0,565	-15,736	0,000
			ω	$1,1 \times 10^{-5}$	513,844	0,000
			β_1	0,998	101811,176	0,000
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ARMA (0,1) GARCH (0,1)	θ_1	-0,563	-13,678	0,000
			ω	$0,1 \times 10^{-4}$	524,532	0,000
			β_1	0,998	129227,643	0,000

Tabel 4.2 Model ARMA-GARCH PT Wijaya Karya Tbk (Lanjutan)

No	Periode	Model	Parameter	Estimasi	t hitung	Pvalue
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ARMA (2,1) GARCH (1,0)	ϕ_1	2,508	32246,748	0,000
			ϕ_2	0,157	6245,029	0,000
			θ_1	-0,995	-8113,730	0,000
			ω	$0,8 \times 10^{-5}$	99,406	0,000
			δ_1	0,129	7738,081	0,000

Berdasarkan Tabel 4.2 diketahui bahwa model ARMA-GARCH untuk ketiga periode pada PT Wijaya Karya Tbk telah memiliki parameter yang signifikan karena nilai $|t_{hitung}|$ yang telah dibandingkan dengan nilai t_{tabel} pada tingkat signifikansi $\alpha=10\%$ yaitu sebesar 1,645. Berdasarkan model yang telah signifikan dapat dilanjutkan analisis perhitungan durasi dengan menggunakan *residual* model GARCH yang dibandingkan dengan *threshold* GARCH untuk mendapatkan nilai durasi dan dilakukan pengecekan efek *Autoregressive Conditional Duration* (ACD).

3. PT Adhi Karya Tbk

Model GARCH pada perusahaan PT Adhi Karya Tbk untuk ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.3 Model ARMA-GARCH PT Adhi Karya Tbk

No	Periode	Model	Parameter	Estimasi	t hitung	Pvalue
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ARMA (0,1) GARCH (0,1)	θ_1	-0,579	-15,509	0,000
			ω	0,001	9,916	0,000
			β_1	0,998	3789,596	0,000
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	GARCH (0,1)	ω	0,001	7,407	0,000
			β_1	0,997	2001,608	0,000
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	GARCH (0,1)	ω	0,001	1,691	0,091
			β_1	0,997	533,998	0,000

Berdasarkan Tabel 4.3 diketahui bahwa model ARMA-GARCH untuk ketiga periode pada PT Adhi Karya Tbk telah memiliki parameter yang signifikan karena nilai $|t_{hitung}|$ yang telah dibandingkan dengan nilai t_{tabel} pada tingkat signifikansi $\alpha=10\%$

yaitu sebesar 1,645. Berdasarkan model yang telah signifikan dapat dilanjutkan analisis perhitungan durasi dengan menggunakan *residual* model GARCH yang dibandingkan dengan *threshold* GARCH untuk mendapatkan nilai durasi dan dilakukan pengecekan efek *Autoregressive Conditional Duration* (ACD).

4. PT Pembangunan Perumahan Tbk

Model GARCH pada perusahaan PT Pembangunan Perumahan Tbk untuk ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.4 Model ARMA-GARCH PT Pembangunan Perumahan Tbk

No	Periode	Model	Parameter	Estimasi	t hitung	Pvalue
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ARMA (1,0) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,324	-11,337	0,000
			ω	0,001	10,347	0,000
			β_1	0,998	4024,956	0,000
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ARMA (1,0) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,308	-9,718	0,000
			ω	0,001	11,228	0,000
			β_1	0,998	4451,812	0,000
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	GARCH (0,1)	ω	0,001	1,664	0,096
			β_1	0,996	507,586	0,000

Berdasarkan Tabel 4.4 diketahui bahwa model ARMA-GARCH untuk ketiga periode pada PT Pembangunan Perumahan Tbk telah memiliki parameter yang signifikan karena nilai $|t_{hitung}|$ yang telah dibandingkan dengan nilai t_{tabel} pada tingkat signifikansi $\alpha=10\%$ yaitu sebesar 1,645. Berdasarkan model yang telah signifikan dapat dilanjutkan analisis perhitungan durasi dengan menggunakan *residual* model GARCH yang dibandingkan dengan *threshold* GARCH untuk mendapatkan nilai durasi dan dilakukan pengecekan efek *Autoregressive Conditional Duration* (ACD).

5. PT Telekomunikasi Indonesia Tbk

Model GARCH pada perusahaan PT Telekomunikasi Indonesia Tbk untuk ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.5 Model ARMA-GARCH PT Telekomunikasi Indonesia Tbk

No	Periode	Model	Parameter	Estimasi	t _{hitung}	Pvalue
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ARMA (1,0) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,323	-11,281	0,000
			ω	$3,8 \times 10^{-3}$	11,694	0,000
			β_1	0,998	4669,723	0,000
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ARMA (1,0) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,3279	-10,419	0,000
			ω	$4,02 \times 10^{-3}$	12,155	0,000
			β_1	0,998	4893,867	0,000
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	GARCH (1,0)	ω	0,0138	15,221	0,000
			δ_1	1,000	9,657	0,000

Berdasarkan Tabel 4.5 diketahui bahwa model ARMA-GARCH untuk ketiga periode pada PT Telekomunikasi Indonesia Tbk telah memiliki parameter yang signifikan karena nilai $|t_{hitung}|$ yang telah dibandingkan dengan nilai t_{tabel} pada tingkat signifikansi $\alpha=10\%$ yaitu sebesar 1,645. Berdasarkan model yang telah signifikan dapat dilanjutkan analisis perhitungan durasi dengan menggunakan *residual* model GARCH yang dibandingkan dengan *threshold* untuk mendapatkan nilai durasi dan dilakukan pengecekan efek *Autoregressive Conditional Duration* (ACD).

6. PT Indika Energy Tbk

Model GARCH pada perusahaan PT Indika Energy Tbk untuk ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.6 Model ARMA-GARCH PT Indika Energy Tbk

No	Periode	Model	Parameter	Estimasi	t _{hitung}	Pvalue
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ARMA (1,0) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,296	-10,230	0,000
			ω	0,001	13,922	0,000
			β_1	0,998	5739,343	0,000
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ARMA (1,0) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,278	-8,682	0,000
			ω	$5,8 \times 10^{-4}$	14,747	0,000
			β_1	0,999	6464,164	0,000
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	GARCH (1,0)	ω	$0,1 \times 10^{-5}$	9,975	0,000
			δ_1	1,000	31,253	0,000

Berdasarkan Tabel 4.6 diketahui bahwa model ARMA-GARCH untuk ketiga periode pada PT Indika Energy Tbk telah memiliki parameter yang signifikan karena nilai $|t_{hitung}|$ yang telah dibandingkan dengan nilai t_{tabel} pada tingkat signifikansi $\alpha=10\%$ yaitu sebesar 1,645. Berdasarkan model yang telah signifikan dapat dilanjutkan analisis perhitungan durasi dengan menggunakan *residual* model GARCH yang dibandingkan dengan *threshold* GARCH untuk mendapatkan nilai durasi dan dilakukan pengecekan efek *Autoregressive Conditional Duration* (ACD).

7. PT Perusahaan Gas Negara Tbk

Model GARCH pada perusahaan PT Perusahaan Gas Negara Tbk untuk ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.7 Model ARMA-GARCH PT Perusahaan Gas Negara Tbk

No	Periode	Model	Parameter	Estimasi	t hitung	Pvalue
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ARMA (1,0) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,367	-13,062	0,000
			ω	$0,2 \times 10^{-5}$	92,806	0,000
			β_1	0,998	93214,407	0,000
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ARMA (1,0) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,365	-11,747	0,000
			ω	0,001	11,256	0,000
			β_1	0,998	4391,451	0,000
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	GARCH (1,0)	ω	$0,9 \times 10^{-5}$	1646,222	0,000
			δ_1	0,107	39,648	0,000

Berdasarkan Tabel 4.7 diketahui bahwa model ARMA-GARCH untuk ketiga periode pada PT Perusahaan Gas Negara Tbk telah memiliki parameter yang signifikan karena nilai $|t_{hitung}|$ yang telah dibandingkan dengan nilai t_{tabel} pada tingkat signifikansi $\alpha=10\%$ yaitu sebesar 1,645. Berdasarkan model yang telah signifikan dapat dilanjutkan analisis perhitungan durasi dengan menggunakan *residual* model GARCH yang dibandingkan dengan *threshold*

GARCH untuk mendapatkan nilai durasi dan dilakukan pengecekan efek *Autoregressive Conditional Duration* (ACD).

8. PT Jasa Marga (Persero) Tbk

Model GARCH pada perusahaan PT Jasa Marga (Persero) Tbk untuk ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.8 Model ARMA-GARCH PT Jasa Marga (Persero) Tbk

No	Periode	Model	Parameter	Estimasi	t hitung	Pvalue
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ARMA (1,0) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,318	-11,112	0,000
			ω	0,001	12,581	0,000
			β_1	0,998	5101,358	0,000
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ARMA (1,0) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,319	-10,115	0,000
			ω	$0,12 \times 10^{-5}$	603,136	0,000
			β_1	0,998	138645,220	0,000
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	GARCH (1,0)	ω	0,001	1,756	0,079
			δ_1	0,996	523,696	0,000

Berdasarkan Tabel 4.11 diketahui bahwa model ARMA-GARCH untuk ketiga periode pada PT Jasa Marga (Persero) Tbk telah memiliki parameter yang signifikan karena nilai $|t_{hitung}|$ yang telah dibandingkan dengan nilai t_{tabel} pada tingkat signifikansi $\alpha=10\%$ yaitu sebesar 1,645. Berdasarkan model yang telah signifikan dapat dilanjutkan analisis perhitungan durasi dengan menggunakan *residual* model GARCH yang dibandingkan dengan *threshold* untuk mendapatkan nilai durasi dan dilakukan pengecekan ada atau tidaknya efek *Autoregressive Conditional Duration* (ACD) sehingga selanjutnya dapat dilakukan pengujian distribusi dari *Autoregressive Conditional Duration* (ACD).

9. PT Garuda Indonesia Tbk

Model GARCH pada perusahaan PT Garuda Indonesia Tbk berdasarkan 3 periode yang telah ditentukan didapatkan hasil sesuai Tabel 4.9 yaitu sebagai berikut.

Tabel 4.9 Model ARMA-GARCH PT Garuda Indonesia Tbk

No	Periode	Model	Parameter	Estimasi	t hitung	Pvalue
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ARMA (1,0)	ϕ_1	-0,341	-12,026	0,000
			ω	$0,69 \times 10^{-4}$	11,432	0,000
		GARCH (0,1)	β_1	0,998	4581,562	0,000
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	GARCH (1,0)	ω	0,005	35,531	0,000
			δ_1	1,000	20,423	0,000
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	GARCH (1,0)	ω	0,001	1958,6	0,000
			δ_1	1,000	2056,2	0,000

Berdasarkan Tabel 4.9 diketahui bahwa model ARMA-GARCH untuk ketiga periode pada PT Garuda Indonesia Tbk telah memiliki parameter yang signifikan karena nilai $|t_{\text{hitung}}|$ yang telah dibandingkan dengan nilai t_{tabel} pada tingkat signifikansi $\alpha=10\%$ yaitu sebesar 1,645.

4.4 Pengujian Efek *Autoregressive Conditional Duration (ACD)*

Analisis yang selanjutnya dilakukan adalah pengujian ada atau tidaknya efek ACD pada data durasi yang telah didapatkan dengan *threshold* GARCH yaitu nol.

Tabel 4.10 Pengujian Efek ACD

No	Kode Emiten	Periode	LB hitung	Keputusan
1	WSKT	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	10414,77	Ada Efek ACD
		1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	5066,15	Ada Efek ACD
		1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	712,90	Ada Efek ACD
2	WIKA	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	16190,96	Ada Efek ACD
		1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	12437,56	Ada Efek ACD
		1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	881,89	Ada Efek ACD
3	ADHI	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	10279,38	Ada Efek ACD
		1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	5954,06	Ada Efek ACD
		1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	2322,35	Ada Efek ACD

Tabel 4.10 Pengujian Efek ACD (Lanjutan)

No	Kode Emiten	Periode	LB hitung	Keputusan
4	PTPP	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	9828,80	Ada Efek ACD
		1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	6162,10	Ada Efek ACD
		1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	1154,23	Ada Efek ACD
5	TLKM	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	17667,29	Ada Efek ACD
		1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	13018,91	Ada Efek ACD
		1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	1126,91	Ada Efek ACD
6	INDY	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	15543,83	Ada Efek ACD
		1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	16106,95	Ada Efek ACD
		1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	577,40	Ada Efek ACD
7	PGAS	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	9910,59	Ada Efek ACD
		1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	7311,54	Ada Efek ACD
		1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	793,87	Ada Efek ACD
8	JSMR	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	7716,33	Ada Efek ACD
		1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	10929,78	Ada Efek ACD
		1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	9006,50	Ada Efek ACD
9	GIAA	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	19441,72	Ada Efek ACD
		1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	4926,13	Ada Efek ACD
		1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	544,20	Ada Efek ACD

Berdasarkan Tabel 4.10 diketahui bahwa durasi pada perusahaan sektor infrastruktur dan konstruksi memiliki efek ACD karena nilai LB hitung telah melebihi nilai LB tabel dengan taraf signifikan $\alpha=10\%$ dengan nilai LB tabel yaitu 23,21. Durasi volume transaksi yang signifikan dapat dilanjutkan pada analisis selanjutnya yaitu pengujian parameter *Autoregressive Conditional Duration* (ACD) baik menggunakan *Exponential Autoregressive Conditional Duration* (EACD) maupun *Weibull Autoregressive Conditional Duration* (WACD).

4.5 Diagnostik Distribusi Model *Autoregressive Conditional Duration (ACD)*

Setelah dilakukan analisis efek *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* selanjutnya dilakukan analisis distribusi yang sesuai dalam pemodelan untuk masing-masing perusahaan dengan hasil sebagai berikut.

Tabel 4.11 Diagnostik Distribusi ACD

Kode Emiten	Periode	Likelihood Ratio	Pvalue	Keputusan
WSKT	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	-815,6302	0	Tolak H_0
	1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	-705,0578	0	Tolak H_0
	1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	-157,3602	$8,829 \times 10^{-6}$	Tolak H_0
WIKA	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	-852,1865	0	Tolak H_0
	1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	-705,3225	0	Tolak H_0
	1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	-150,8082	$5,1 \times 10^{-4}$	Tolak H_0
ADHI	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	-863,887	0	Tolak H_0
	1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	-637,1736	0	Tolak H_0
	1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	-140,62	$4,4 \times 10^{-11}$	Tolak H_0
PTPP	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	-815,8178	0	Tolak H_0
	1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	-673,8577	0	Tolak H_0
	1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	-135,8021	$3,2 \times 10^{-13}$	Tolak H_0
TLKM	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	-825,9874	0	Tolak H_0
	1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	-676,2682	0	Tolak H_0
	1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	-139,5175	$3,29 \times 10^{-10}$	Tolak H_0
INDY	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	-826,9302	0	Tolak H_0
	1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	-679,4185	0	Tolak H_0
	1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	-135,1552	$1,05 \times 10^{-10}$	Tolak H_0
PGAS	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	-815,9136	0	Tolak H_0
	1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	-663,877	0	Tolak H_0
	1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	-131,4555	$1,03 \times 10^{-12}$	Tolak H_0

Tabel 4.11 Diagnostik Distribusi ACD (Lanjutan)

Kode Emiten	Periode	Likelihood Ratio	Pvalue	Keputusan
JSMR	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	-824,6674	0	Tolak H_0
	1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	-670,9515	0	Tolak H_0
	1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	-138,8173	$7,21 \times 10^{-11}$	Tolak H_0
GIAA	1 Jan 2013 - 31 Mar 2017	-811,6916	0	Tolak H_0
	1 Jan 2013 - 30 Jun 2016	-633,8471	0	Tolak H_0
	1 Jul 2016 - 31 Mar 2017	-139,2326	$5,55 \times 10^{-10}$	Tolak H_0

Berdasarkan Tabel 4.11 untuk analisis distribusi didapatkan keputusan tolak H_0 karena nilai Pvalue $< \alpha$ dengan nilai taraf signifikan $\alpha=10\%$ sehingga didapatkan hasil bahwa baik perusahaan sektor konstruksi maupun infrastruktur pada seluruh periode memiliki distribusi Weibull. Pada permodelan *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* selanjutnya digunakan menggunakan menggunakan metode *Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)*.

4.6 Estimasi Parameter *Autoregressive Conditional Duration (ACD)*

Berdasarkan hasil pengujian efek ACD diketahui bahwa seluruh sektor infrastruktur dan konstruksi memiliki efek ACD sehingga selanjutnya dilakukan pengujian *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* dengan hasil sebagai berikut.

1. Perusahaan PT Waskita Karya Tbk

Hasil analisis *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.12 ACD PT Waskita Karya Tbk

No.	Periode	Model	Parameter	Koefiesien	Pvalue	Distribusi
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,203	0,000	Weibull
			δ_1	-0,115	0,000	
			γ	1,751	0,000	
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ACD (1,0)	ω	2,102	0,000	Weibull
			δ_1	-0,094	0,005	
			γ	1,575	0,000	

Tabel 4.12 ACD PT Waskita Karya Tbk (Lanjutan)

No.	Periode	Model	Parameter	Koefisien	Pvalue	Distribusi
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,168	0,000	Weibull
			δ_1	-0,156	0,004	
			γ	1,521	0,000	

Berdasarkan Tabel 4.12 diketahui bahwa parameter *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada PT Waskita Karya Tbk telah signifikan dengan taraf signifikan $\alpha=10\%$. Pada Tabel 4.12 dengan periode yang berbeda menghasilkan distribusi yang berbeda dengan *threshold* yang sama yaitu nol. Model *Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)* dapat dituliskan sebagai berikut.

- a. 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,203 - 0,115x_{i-1}$$

- b. 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,1022 - 0,0939x_{i-1}$$

- c. 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,168 - 0,156x_{i-1}$$

2. Perusahaan PT Wijaya Karya Tbk

Hasil analisis *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.13 ACD PT Wijaya Karya Tbk

No.	Periode	Model	Parameter	Koefisien	Pvalue	Distribusi
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,209	0,000	Weibull
			δ_1	-0,111	0,000	
			γ	1,575	0,000	
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ACD (1,0)	ω	2,212	0,000	Weibull
			δ_1	-0,115	0,000	
			γ	1,546	0,000	
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	1,562	0,000	Weibull
			δ_1	0,295	0,018	
			γ	1,432	0,000	

Berdasarkan Tabel 4.13 diketahui bahwa parameter *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada PT Wijaya Karya Tbk telah signifikan dengan taraf signifikan $\alpha=10\%$. Pada Tabel 4.15 dengan periode yang berbeda menghasilkan distribusi yang sama yaitu distribusi Weibull dan *threshold* yang sama yaitu nol. Model *Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)* dapat dituliskan sebagai berikut.

- a. 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017
 $WACD(1,0) = \psi_i = 2,209 - 0,111x_{i-1}$
- b. 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016
 $WACD(1,0) = \psi_i = 2,212 - 0,0115x_{i-1}$
- c. 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017
 $WACD(1,0) = \psi_i = 1,562 - 0,295x_{i-1}$

3. Perusahaan PT Adhi Karya Tbk

Hasil analisis *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.14 ACD PT Adhi Karya Tbk

No.	Periode	Model	Parameter	Koefisien	Pvalue	Distribusi
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,23	0,000	Weibull
			δ_1	-0,15	0,000	
			γ	1,56	0,000	
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ACD (1,0)	ω	2,2724	0,000	Weibull
			δ_1	-0,0905	0,025	
			γ	1,8910	0,000	
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,306	0,000	Weibull
			δ_1	-0,145	0,070	
			γ	1,953	0,000	

Berdasarkan Tabel 4.14 diketahui bahwa parameter *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada PT Adhi Karya Tbk telah signifikan dengan taraf signifikan $\alpha=10\%$. Pada Tabel 4.16 dengan periode yang berbeda menghasilkan distribusi yang sama yaitu distribusi Weibull dan *threshold* yang sama yaitu nol. Model *Weibull*

Autoregressive Conditional Duration (WACD) dapat dituliskan sebagai berikut.

- a. 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,23 - 0,15x_{i-1}$$
 - b. 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,2724 - 0,0905x_{i-1}$$
 - c. 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,306 - 0,145x_{i-1}$$
4. Perusahaan PT Pembangunan Perumahan Tbk
 Hasil analisis *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.15 ACD PT Pembangunan Perumahan Tbk

No.	Periode	Model	Parameter	Koefisien	Pvalue	Distribusi
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,173	0,000	Weibull
			δ_1	-0,101	0,001	
			γ	1,761	0,000	
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ACD (1,0)	ω	2,1409	0,000	Weibull
			δ_1	-0,0943	0,008	
			γ	1,7468	0,000	
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,215	0,000	Weibull
			δ_1	-0,107	0,057	
			γ	2,203	0,000	

Berdasarkan Tabel 4.15 diketahui bahwa parameter *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada PT Pembangunan Perumahan Tbk telah signifikan dengan taraf signifikan $\alpha=10\%$. Pada Tabel 4.17 dengan periode yang berbeda menghasilkan distribusi yang berbeda dan dengan *threshold* yang sama yaitu nol. Model *Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)* dapat dituliskan sebagai berikut.

- a. 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,173 - 0,101x_{i-1}$$

- b. 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016
 $WACD(1,0) = \psi_i = 2,1409 - 0,0943x_{i-1}$
- c. 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017
 $WACD(1,0) = \psi_i = 2,215 - 0,107x_{i-1}$
5. Perusahaan PT Telekomunikasi Indonesia Tbk
 Hasil analisis *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.16 ACD PT Telekomunikasi Indonesia Tbk

No.	Periode	Model	Parameter	Koefiesien	Pvalue	Distribusi
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,230	0,000	Weibull
			δ_1	-0,127	0,000	
			γ	1,703	0,000	
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ACD (1,0)	ω	2,211	0,000	Weibull
			δ_1	-0,121	0,000	
			γ	1,719	0,000	
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,271	0,000	Weibull
			δ_1	-0,069	0,040	
			γ	1,933	0,000	

Berdasarkan Tabel 4.16 diketahui bahwa parameter *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada PT Telekomunikasi Indonesia Tbk telah signifikan dengan taraf signifikan $\alpha=10\%$. Pada Tabel 4.18 dengan periode yang berbeda menghasilkan distribusi yang berbeda yaitu distribusi Weibull untuk periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 dan periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017 sedangkan distribusi Eksponential untuk periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016 dan dengan *threshold* yang sama yaitu nol. Model *Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)* dapat dituliskan sebagai berikut.

- a. 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017
 $WACD(1,0) = \psi_i = 2,23 - 0,127x_{i-1}$
- b. 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016
 $WACD(1,0) = \psi_i = 2,211 - 0,121x_{i-1}$

- c. 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

$$\text{WACD}(1,0) = \psi_i = 2,2713 - 0,0692x_{i-1}$$

6. Perusahaan PT Indika Energy Tbk

Hasil analisis *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.17 ACD PT Indika Energy Tbk

No.	Periode	Model	Parameter	Koefisien	Pvalue	Distribusi
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,213	0,000	Weibull
			δ_1	-0,114	0,000	
			γ	1,685	0,000	
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ACD (1,0)	ω	2,241	0,000	Weibull
			δ_1	-0,116	0,000	
			γ	1,669	0,000	
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,3378	0,000	Weibull
			δ_1	-0,0399	0,084	
			γ	1,9933	0,000	

Berdasarkan Tabel 4.17 diketahui bahwa parameter *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada PT Indika Energy Tbk telah signifikan dengan taraf signifikan $\alpha=10\%$. Pada Tabel 4.19 dengan periode yang berbeda menghasilkan distribusi distribusi yang berbeda yaitu distribusi Weibull untuk periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017 dan periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017 sedangkan distribusi Eksponential untuk periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016 dan dengan *threshold* yang sama yaitu nol. Model *Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)* dapat dituliskan sebagai berikut.

- a. 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

$$\text{WACD}(1,0) = \psi_i = 2,213 - 0,114x_{i-1}$$

- b. 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

$$\text{WACD}(1,0) = \psi_i = 2,241 - 0,116x_{i-1}$$

- c. 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,3378 - 0,0399x_{i-1}$$

7. Perusahaan PT Perusahaan Gas Negara Tbk

Hasil analisis *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.18 ACD PT Perusahaan Gas Negara Tbk

No.	Periode	Model	Parameter	Koefiesien	Pvalue	Distribusi
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,351	0,000	Weibull
			δ_1	-0,148	0,000	
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ACD (1,0)	ω	2,329	0,000	Weibull
			δ_1	-0,149	0,000	
			γ	1,765	0,000	
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,363	0,000	Weibull
			δ_1	-0,076	0,043	
			γ	2,212	0,000	

Berdasarkan Tabel 4.18 diketahui bahwa parameter *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada PT Perusahaan Gas Negara Tbk telah signifikan dengan taraf signifikan $\alpha=10\%$. Pada Tabel 4.20 dengan periode yang berbeda menghasilkan distribusi yang sama yaitu distribusi Weibull dengan *threshold* yang sama yaitu nol. Model *Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)* dapat dituliskan sebagai berikut.

- a. 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,351 - 0,148x_{i-1}$$

- b. 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,329 - 0,149x_{i-1}$$

- c. 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,363 - 0,076x_{i-1}$$

8. Perusahaan PT Jasa Marga (Persero) Tbk

Hasil analisis *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.19 ACD PT Jasa Marga (Persero) Tbk

No.	Periode	Model	Parameter	Koefisien	Pvalue	Distribusi
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,245	0,000	Weibull
			δ_1	-0,116	0,000	
			γ	1,669	0,000	
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ACD (1,0)	ω	2,266	0,000	Weibull
			δ_1	-0,121	0,000	
			γ	1,714	0,000	
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,347	0,000	Weibull
			δ_1	-0,121	0,042	
			γ	2,102	0,000	

Berdasarkan Tabel 4.19 diketahui bahwa parameter *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada PT Jasa Marga (Persero) Tbk telah signifikan dengan taraf signifikan $\alpha=10\%$. Pada Tabel 4.21 dengan periode yang berbeda menghasilkan distribusi yang sama yaitu distribusi Weibull dengan *threshold* yang sama yaitu nol. Model *Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)* dapat dituliskan sebagai berikut.

- 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,245 - 0,116x_{i-1}$$
- 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,266 - 0,121x_{i-1}$$
- 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

$$WACD(1,0) = \psi_i = 2,347 - 0,121x_{i-1}$$

9. Perusahaan PT Garuda Indonesia Tbk

Hasil analisis *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada ketiga periode adalah sebagai berikut.

Tabel 4.20 ACD PT Garuda Indonesia Tbk

No.	Periode	Model	Parameter	Koefisien	Pvalue	Distribusi
1.	1 Jan 2013 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,2781	0,000	Weibull
			α_1	-0,0991	0,004	
			γ	1,7024	0,000	

Tabel 4.20 ACD PT Garuda Indonesia Tbk (Lanjutan)

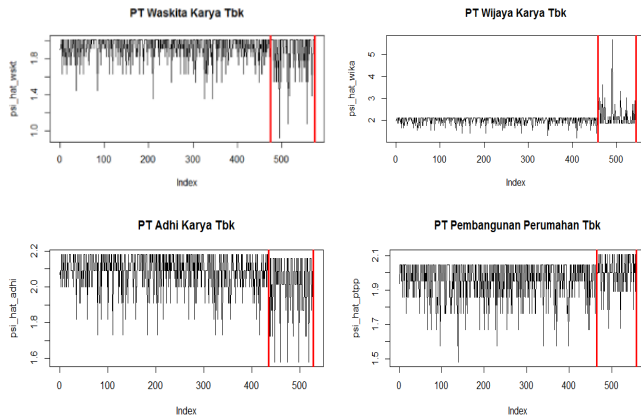
No.	Periode	Model	Parameter	Koefiesien	Pvalue	Distribusi
2.	1 Jan 2013 – 30 Jun 2016	ACD (1,0)	ω	2,1930	0,000	Weibull
			δ_1	-0,0249	0,042	
			γ	1,8430	0,000	
3.	1 Jul 2016 – 31 Mar 2017	ACD (1,0)	ω	2,65	0,000	Weibull
			δ_1	-0,24	0,001	
			γ	1,98	0,000	

Berdasarkan Tabel 4.20 diketahui bahwa parameter *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* pada PT Garuda Indonesia Tbk telah signifikan dengan taraf signifikan $\alpha=10\%$. Pada Tabel 4.22 dengan periode yang berbeda menghasilkan distribusi yang sama distribusi Weibull dengan *threshold* yang sama yaitu nol. Model *Weibull Autoregressive Conditional Duration (WACD)* dapat dituliskan sebagai berikut.

- a. 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017
 $WACD(1,0) = \psi_i = 2,2781 - 0,0991x_{i-1}$
- b. 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016
 $WACD(1,0) = \psi_i = 2,193 - 0,0249x_{i-1}$
- c. 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017
 $WACD(1,0) = \psi_i = 2,65 - 0,24x_{i-1}$

4.7 Analisis Likuiditas Secara Visual Pada *Autoregressive Conditional Duration (ACD)*

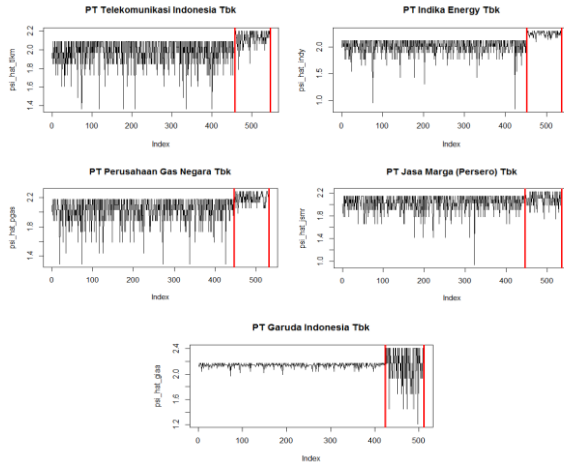
Pada estimasi parameter yang signifikan pada model *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* didapatkan nilai model yang dapat digambarkan secara visual untuk mengetahui likuiditas dari transaksi volume saham sektor infrastruktur dan konstruksi sesuai dengan model yang telah didapatkan. Berikut hasil analisis secara visual model *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* untuk sektor konstruksi.



Gambar 4.21 Visual Model ACD Sektor Konstruksi

Berdasarkan pada Gambar 4.21 diketahui bahwa volume transaksi saham yang terdampak akan adanya tax amnesty dan yang semakin sering sangat likuid adalah PT Waskita Karya Tbk dan PT Pembangunan Perumahan Tbk. Grafik pada ke-2 perusahaan pada sektor konstruksi tersebut memiliki durasi model yang semakin meningkat selama tax amnesty berlangsung sehingga dapat disimpulkan bahwa volume transaksi saham pada perusahaan PT Waskita Karya Tbk dan PT Pembangunan Perumahan Tbk. semakin likuid dengan adanya tax amnesty pajak. Sedangkan pada PT Wijaya Karya Tbk dan PT Adhi Karya Tbk saat adanya tax amnesty durasi model ACD semakin kecil sehingga dapat diketahui bahwa volume transaksi saham perusahaan tersebut tidak sering likuid dengan adanya tax amnesty.

Selanjutnya dilakukan analisis secara visual sesuai dengan model *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* yang telah didapatkan. Hasil analisis secara visual model *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* untuk sektor infrastruktur yang terdiri dari lima perusahaan adalah sebagai berikut.



Gambar 4.22 Visual Model ACD Sektor Infrastruktur

Berdasarkan pada Gambar 4.22 diketahui bahwa seluruh perusahaan pada sektor infrastruktur untuk data volume transaksi saham, terdampak akan adanya tax amnesty sehingga menyebabkan transaksi volume saham semakin sering sangat likuid. Grafik pada sektor infrastruktur tersebut memiliki durasi model yang semakin meningkat selama tax amnesty berlangsung sehingga dapat disimpulkan bahwa transaksi volume saham pada perusahaan PT Garuda Indonesia Tbk, PT Telekomunikasi Indonesia Tbk, PT Indika Energy Tbk, PT Perusahaan Gas Negara Tbk dan PT Jasa Marga (Persero) Tbk semakin likuid dengan adanya tax amnesty pajak.

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

Pada bab ini, akan dijelaskan kesimpulan berdasarkan hasil analisis yang telah dilakukan. Selain itu, terdapat pula saran-saran terkait hasil penelitian sebagai pertimbangan/referensi untuk penelitian berikutnya.

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis yang dilakukan, kesimpulan yang didapatkan adalah sebagai berikut:

1. Hasil statistika deskriptif pada transaksi volume saham baik pada periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017, periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016 dan periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017 yang memiliki transaksi volume saham dengan nilai *mean* dan standar deviasi yang paling tinggi adalah perusahaan PT.Telekomunikasi Indonesia (TLKM), sedangkan yang memiliki koefisien variasi transaksi volume saham yang cukup tinggi adalah perusahaan PT Indika Energy.
2. Model *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* yang signifikan pada data *volume* transaksi saham perusahaan sektor infrastruktur dan konstruksi pada 9 perusahaan yaitu PT. Perusahaan Gas Negara, PT. Jasa Marga, PT Indika Energy, PT Garuda Indonesia, PT Telekomunikasi Indonesia, PT Waskita Karya, PT Wijaya Karya, PT Adhi Karya dan PT Pembangunan Perumahan.
3. Hasil model *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* secara visual diketahui bahwa perusahaan yang terpengaruh dengan adanya tax amnesty dan menyebabkan transaksi volume saham semakin likuid untuk sektor konstruksi adalah PT Waskita Karya Tbk dan PT Pembangunan Perumahan Tbk, sedangkan pada sektor Infrastruktur adalah seluruh perusahaan yaitu PT Garuda Indonesia Tbk, PT Telekomunikasi Indonesia Tbk, PT Indika Energy Tbk, PT Perusahaan Gas Negara Tbk dan PT Jasa Marga (Persero).

5.2 Saran

Saran penelitian selanjutnya menggunakan data yang sesuai dengan model *Autoregressive Conditional Duration (ACD)* yaitu durasi antar transaksi saham untuk menilai likuiditas. Saran untuk Bursa Efek Indonesia adalah diharapkan hasil penelitian dapat menjadi bahan pertimbangan untuk perdagangan saham pada sektor konstruksi dan infrastruktur.

DAFTAR PUSTAKA

- Agung, M. (2007). *Teori dan Aplikasi Perpajakan Indonesia*. Jakarta: Dinamika Publisher.
- Ariyanti, F. (2016). *Liputan 6*. Retrieved Januari 14, 2017, from <http://www.liputan6.com/bisnis/read/2613791/ini-bukti-program-tax-amnesty-ri-tersukses-di-dunia/>
- Beaver, M. (2013). *Intorduction to Probability & Statistics* (14 ed.). USA: Brooks/Cole.
- Dufour, A., & Engle, R. (2000). The ACD Model: Predictability of the Time Between Consecutive Trades. UK: ISMA.
- Ebeling, C. (1997). *An Introduction to Reliability and Maintainability Engineering*. Singapore: Me Graw Hill Book Co.
- Engle, R. F., & Manganelli, S. (2001). *CAViaR : Conditonal Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles*. San Diego: University Of California.
- Engle, R., & Russell, J. (1998, September). Autoregressive Conditional Duration : A New Model For Irregularly Spaced Transaction Data. *Journal Of The Econometric Society*, 66, 1127-1162. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2999632>
- Fitriyah, Q. (2009). *Model Autoregressive Conditional Duration (ACD) dan Penerapannya*. Yogyakarta: Tesis Universitas Negeri Yogyakarta.
- Meitz, M., & Terasvirta, T. (2004). Evaluating Models of Autoregressive Conditional Duration. *Economics and Finance*.
- Quddus, G. G. (2016). *Dampak Amnesty Pajak*. Retrieved Januari 14, 2017, from <http://www.pengampunanpajak.com>
- Tandelilin, E. (2010). *Portofolio dan Investasi Teori dan Aplikasi* (Pertama ed.). Yogyakarta: Kanisius.
- Tsay, R. (2007). Lecture 15: Autoregressive Conditional Duration Models. *Handbook in Econometrics II*.

- Tsay, R. (2012). *An Introduction To Analysis Of Financial Data With R*. United States Of America: John Wiley & Sons, Inc.
- Tse, Y. K., & Yang, T. T. (2012). Estimation of High-Frequency Volatility : An Autoregressive Conditional Duration Approach. Singapore: Singapore Management University.
- Wei, W. W. (2006). *Time Series Analysis : Univariate and Multivariate Methods* (2 ed.). USA: Pearson Educations.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Volume Transaksi Saham

1. Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

a. Sektor Konstruksi

No	Date	WSKT	WIKA	ADHI	PTPP
1	02/01/2013	84233900	31108700	15654100	40619600
2	03/01/2013	19927000	18193400	8238200	31369500
3	04/01/2013	48244000	30527800	9603500	30103300
...
...
...
1096	29/03/2017	16382700	23451100	11453600	14467400
1097	30/03/2017	9658900	10987800	6942700	15361700
1098	31/03/2017	16846500	8739500	10220000	17167000

b. Sektor Infrastruktur

No	Date	TLKM	INDY	PGAS	JSMR	GIAA
1	02/01/2013	60222500	58470000	17936500	9065600	10977000
2	03/01/2013	121480000	26141000	39096000	9354300	13740500
3	04/01/2013	101207500	21592500	39096000	6364300	16326400
...
...
...
1096	29/03/2017	84076600	9434400	52950600	7704900	3234100
1097	30/03/2017	61410200	2373500	31166400	9247000	3645300
1098	31/03/2017	88859000	12218800	23024900	5159500	5909900

2. Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

a. Sektor Konstruksi

No	Date	WSKT	WIKI	ADHI	PTPP
1	02/01/2013	84233900	31108700	15654100	40619600
2	03/01/2013	19927000	18193400	8238200	31369500
3	04/01/2013	48244000	30527800	9603500	30103300
4	07/01/2013	33781800	13147400	6887400	17162900
5	08/01/2013	27972000	17579600	10210200	12457400
...
...
...
900	28/06/2016	66182300	20569900	25748500	17872800
901	29/06/2016	33263600	11972300	25735400	39164300
902	30/06/2016	50167200	14517700	20632300	23493000

b. Sektor Infrastruktur

No	Date	TLKM	INDY	PGAS	JSMR	GIAA
1	02/01/2013	60222500	58470000	17936500	9065600	10977000
2	03/01/2013	121480000	26141000	39096000	9354300	13740500
3	04/01/2013	101207500	21592500	39096000	6364300	16326400
4	07/01/2013	110077500	42089000	19889000	8019700	13818600
5	08/01/2013	77142500	29062500	16445500	9608400	6762300
...
...
...
900	28/06/2016	169594500	11536100	22512900	6505800	38875700
901	29/06/2016	121327700	11536100	22512900	5826000	38875700
902	30/06/2016	96453900	7811500	34462400	7516300	23215400

3. Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

a. Sektor Konstruksi

No	Date	WSKT	WIKA	ADHI	PTPP
1	01/07/2016	33175300	19026600	13254900	11554900
2	04/07/2016	33175300	19026600	13254900	11554900
3	05/07/2016	33175300	19026600	13254900	11554900
4	06/07/2016	33175300	19026600	13254900	11554900
5	07/07/2016	33175300	19026600	13254900	11554900
...
...
...
193	28/03/2017	14096600	14098700	9434300	13278500
194	29/03/2017	16382700	23451100	11453600	14467400
195	30/03/2017	9658900	10987800	6942700	15361700
196	31/03/2017	16846500	8739500	10220000	17167000

b. Sektor Infrastruktur

No	Date	TLKM	INDY	PGAS	JSMR	GIAA
1	01/07/2016	98381900	3632900	40887300	8176000	39880100
2	04/07/2016	98381900	3632900	40887300	8176000	39880100
3	05/07/2016	98381900	3632900	40887300	8176000	39880100
4	06/07/2016	98381900	3632900	40887300	8176000	39880100
5	07/07/2016	98381900	3632900	40887300	8176000	39880100
...
...
...
193	28/03/2017	56070700	1782700	39248500	5629400	7912400
194	29/03/2017	84076600	9434400	52950600	7704900	3234100
195	30/03/2017	61410200	2373500	31166400	9247000	3645300
196	31/03/2017	88859000	12218800	23024900	5159500	5909900

Lampiran 2. Karakteristik Data Transaksi Volume Saham

a. Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

Descriptive Statistics: WSKT; WIKA; ADHI; PTPP; TLKM; INDY; PGAS; JSMR; GIAA

Variable	Mean	StDev	CoefVar
WSKT	25715540	18805066	73,13
WIKA	19092093	15646564	81,95
ADHI	23813327	24431370	102,60
PTPP	12380572	7847411	63,38
TLKM	87271554	41613072	47,68
INDY	15208923	32144867	211,36
PGAS	43663471	37038990	84,83
JSMR	9213439	6851126	74,36
GIAA	18377647	25095275	136,55

b. Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

Descriptive Statistics: WSKT; WIKA; ADHI; PTPP; TLKM; INDY; PGAS; JSMR; GIAA

Variable	Mean	StDev	CoefVar
WSKT	52656399	42714048	81,12
WIKA	23525990	20656771	87,80
ADHI	26143960	22550730	86,26
PTPP	18698139	19237189	102,88
TLKM	95603029	49444564	51,72
INDY	12184503	25973383	213,17
PGAS	27655939	20385545	73,71
JSMR	7244520	5573940	76,94
GIAA	15220395	23191059	152,37

c. Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

Descriptive Statistics: WSKT; WIKA; ADHI; PTPP; TLKM; INDY; PGAS; JSMR; GIAA

Variable	Mean	StDev	CoefVar
WSKT	25715540	18805066	73,13
WIKI	19092093	15646564	81,95
ADHI	23813327	24431370	102,60
PTPP	12380572	7847411	63,38
TLKM	87271554	41613072	47,68
INDY	15208923	32144867	211,36
PGAS	43663471	37038990	84,83
JSMR	9213439	6851126	74,36
GIAA	18377647	25095275	136,55

Lampiran 3. Syntax R

```
#####
PT Waskita Karya
#####
Periode 1 Januari 2013 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
WSKT=Data_Diff$WSKT_DIFF
m_wskt1=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_wskt1=ugarchfit(spec = m_wskt1,data=WSKT,solver = "nloptr")
ma_wskt1
resi_wskt1= residuals(ma_wskt1)
a=0
lx_wskt1=c(1:1097)[resi_wskt1<a]
ux_wskt1=c(1:1097)[resi_wskt1>=a]
durasi_wskt1=diff(lx_wskt1)
durasi_wskt1
```

```

library(ACDm)
n_wskt1= acdFit(durations = durasi_wskt1, model = "ACD", dist =
"weibull",
                order = c(1,0))
resid_wskt1=residuals(n_wskt1)
Box.test(resid_wskt1,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wskt1,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wskt1,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wskt1,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_wskt1=length(resi_wskt1)
m_wskt1=rep(0,u)
lossVaR_wskt1=ifelse(resi_wskt1<m,1,0)
N_wskt1=sum(lossVaR_wskt1)
TN_wskt1=length(lossVaR_wskt1)
D_wskt1=diff(which(lossVaR_wskt1==1))
C_wskt1=rep(0,length(D_wskt1))
if(lossVaR_wskt1[1]==0){
  C=c(1,C_wskt1)
  D=c(which(lossVaR_wskt1==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_wskt1]==0){
  C=c(C_wskt1,1)
  D=c(D_wskt1,TN_wskt1-tail(which(lossVaR_wskt1==1),1))
}
N1_wskt1=length (D_wskt1)

#Vardurtest
ujidur_wskt1=
VaRDurTest(0.05,resi_wskt1,m_wskt1,conf.level=0.95)
print(ujidur_wskt1)
write.csv(durasi_wskt1,"E:/durasi WSKT1")
write.csv(resid_wskt1,"E:/resi WSKT1")

```

```
#####
Periode 1 Januari 2013 - 30 Juni 2016
#####
library(rugarch)
WSKT=Data_Diff1$WSKT_DIFF
m_wskt2=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,1),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_wskt2=ugarchfit(spec = m_wskt2,data=WSKT,solver = "nloptr")
ma_wskt2
resi_wskt2= residuals(ma_wskt2)
a=0
lx_wskt2=c(1:901)[resi_wskt2<a]
ux_wskt2=c(1:901)[resi_wskt2>=a]
durasi_wskt2=diff(lx_wskt2)
durasi_wskt2
library(ACDm)
n_wskt2= acdFit(durations = durasi_wskt2, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_wskt2=residuals(n_wskt2)
Box.test(resid_wskt2,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wskt2,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wskt2,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wskt2,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_wskt2=length(resi_wskt2)
m_wskt2=rep(0,u_wskt2)
lossVaR_wskt2=ifelse(resi_wskt2<m_wskt2,1,0)
N_wskt2=sum(lossVaR_wskt2)
TN_wskt2=length(lossVaR_wskt2)
D_wskt2=diff(which(lossVaR_wskt2==1))
C_wskt2=rep(0,length(D_wskt2))
```

```

if(lossVaR_wskt2[1]==0){
  C=c(1,C_wskt2)
  D=c(which(lossVaR_wskt2==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_wskt2]==0){
  C=c(C_wskt2,1)
  D=c(D_wskt2,TN_wskt2-tail(which(lossVaR_wskt2==1),1))
}
N1_wskt2=length (D_wskt2)
#Vardurtest
ujidur_wskt2=
VaRDurTest(0.05,resi_wskt2,m_wskt2,conf.level=0.95)
print(ujidur_wskt2)

write.csv(durasi_wskt2,"E:/durasi WSKT2")
write.csv(resid_wskt2,"E:/resi WSKT2")

#####
Periode 1 Juli 2016 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
WSKT=Data_Diff2$WSKT_DIFF
m_wskt3=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,1),include.mean=FALSE),
variance.model =
list(garchOrder=c(1,0)),distribution.model = "norm")
ma_wskt3=ugarchfit(spec = m_wskt3,data=WSKT,solver = "nloptr")
ma_wskt3
resi_wskt3= residuals(ma_wskt3)
a=0
lx_wskt3=c(1:196)[resi_wskt3<a]
ux_wskt3=c(1:196)[resi_wskt3>=a]
durasi_wskt3=diff(lx_wskt3)
durasi_wskt3
library(ACDm)

```

```

n_wskt3= a cdFit(durations = durasi_wskt3, model = "ACD", dist =
"weibull",
                order = c(1,0))
resid_wskt3=residuals(n_wskt3)

#Cek White Noise
Box.test(resid_wskt3,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wskt3,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wskt3,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wskt3,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_wskt3=length(resi_wskt3)
m_wskt3=rep(0,u_wskt3)
lossVaR_wskt3=ifelse(resi_wskt3<m_wskt3,1,0)
N_wskt3=sum(lossVaR_wskt3)
TN_wskt3=length(lossVaR_wskt3)
D_wskt3=diff(which(lossVaR_wskt3==1))
C_wskt3=rep(0,length(D_wskt3))
if(lossVaR_wskt3[1]==0){
  C=c(1,C_wskt3)
  D=c(which(lossVaR_wskt3==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_wskt3]==0){
  C=c(C_wskt3,1)
  D=c(D_wskt3,TN_wskt3-tail(which(lossVaR_wskt3==1),1))
}
N1_wskt3=length (D_wskt3)
#Vardurtest
ujidur_wskt3=
VaRDurTest(0.05,resi_wskt3,m_wskt3,conf.level=0.95)
print(ujidur_wskt3)
write.csv(durasi_wskt3,"E:/durasi WSKT3")
write.csv(resid_wskt3,"E:/resi WSKT3")

```

```
#####
Psi Hat 1
#####
psi_hat_wskt1 = n_wskt1$muHats
psi_hat_wskt2 = n_wskt2$muHats
psi_hat_wskt3 = n_wskt3$muHats

psi_hat_wskt=c(psi_hat_wskt2,psi_hat_wskt3)
wskt_plot=plot(psi_hat_wskt,type="l",main="PT Waskita Karya
Tbk")
abline(v=seq(474,574,by=100),lty="solid",lwd=3,col="red")
#####
PT Wijaya Karya
#####
Periode 1 Januari 2013 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
WIKa=Data_Diff$WIKa_DIFF
m_wika1=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,1),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_wika1=ugarchfit(spec = m_wika1,data=WIKa,solver = "nloptr")
ma_wika1
resi_wika1= residuals(ma_wika1)
a=0
lx_wika1=c(1:1097)[resi_wika1<a]
ux_wika1=c(1:1097)[resi_wika1>=a]
durasi_wika1=diff(lx_wika1)
durasi_wika1
library(ACDm)
n_wika1= acdFit(durations = durasi_wika1, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_wika1=residuals(n_wika1)
```

```

# Cek White Noise
Box.test(resid_wika1,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wika1,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wika1,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wika1,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_wika1=length(resi_wika1)
m_wika1=rep(0,u_wika1)
lossVaR_wika1=ifelse(resi_wika1<m_wika1,1,0)
N_wika1=sum(lossVaR_wika1)
TN_wika1=length(lossVaR_wika1)
D_wika1=diff(which(lossVaR_wika1==1))
C_wika1=rep(0,length(D_wika1))
if(lossVaR_wika1[1]==0){
  C=c(1,C_wika1)
  D=c(which(lossVaR_wika1==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_wika1]==0){
  C=c(C_wika1,1)
  D=c(D_wika1,TN_wika1-tail(which(lossVaR_wika1==1),1))
}
N1_wika1=length (D_wika1)
#Vardurtest
ujidur_wika1=
VaRDurTest(0.05,resi_wika1,m_wika1,conf.level=0.95)
print(ujidur_wika1)
write.csv(durasi_wika1,"E:/durasi WIKAI")
write.csv(resid_wika1,"E:/resi WIKAI")
#####
Periode 1 Januari 2013 - 30 Juni 2016
#####library
y(rugarch)
WIKAI=Data_Diff1$WIKAI_DIFF

```



```

m_wik a2=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,1),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_wika2=ugarchfit(spec = m_wika2,data=WIKA,solver = "nloptr")
ma_wika2
resi_wika2= residuals(ma_wika2)
a=0
lx_wika2=c(1:901)[resi_wika2<a]
ux_wika2=c(1:901)[resi_wika2>=a]
durasi_wika2=diff(lx_wika2)
durasi_wika2
library(ACDm)
n_wika2= acdFit(durations = durasi_wika2, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_wika2=residuals(n_wika2)

#Cek White Noise
Box.test(resid_wika2,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wika2,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wika2,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wika2,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_wika2=length(resi_wika2)
m_wika2=rep(0,u_wika2)
lossVaR_wika2=ifelse(resi_wika2<m_wika2,1,0)
N_wika2=sum(lossVaR_wika2)
TN_wika2=length(lossVaR_wika2)
D_wika2=diff(which(lossVaR_wika2==1))
C_wika2=rep(0,length(D_wika2))
if(lossVaR_wika2[1]==0){
  C=c(1,C_wika2)
  D=c(which(lossVaR_wika2==1)[1],D)
}

```

```

}
if (lossVaR[TN_wika2]== 0){
  C=c(C_wika2,1)
  D=c(D_wika2,TN_wika2-tail(which(lossVaR_wika2==1),1))
}
N1_wika2=length (D_wika2)
#Vardurtest
ujidur_wika2=
VaRDurTest(0.05,resi_wika2,m_wika2,conf.level=0.95)
print(ujidur_wika2)
write.csv(durasi_wika2,"E:/durasi WIKA2")
write.csv(resid_wika2,"E:/resi WIKA2")
#####
Periode 1 Juli 2016 - 31 Maret 2017
#####library
y(rugarch)
WIKA=Data_Diff2$WIKAI_DIFF
m_wika3=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(2,1),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(1,0)),distribution.model = "norm")
ma_wika3=ugarchfit(spec = m_wika3,data=WIKA,solver = "nloptr")
ma_wika3
resi_wika3= residuals(ma_wika3)
a=0
lx_wika3=c(1:196)[resi_wika3<a]
ux_wika3=c(1:196)[resi_wika3>=a]
durasi_wika3=diff(lx_wika3)
durasi_wika3
library(ACDm)
n_wika3= acdFit(durations = durasi_wika3, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_wika3=residuals(n_wika3)

```

```

#Cek White Noise
Box.test(resid_wika3,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wika3,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wika3,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_wika3,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_wika3=length(resi_wika3)
m_wika3=rep(0,u_wika3)
lossVaR_wika3=ifelse(resi_wika3<m_wika3,1,0)
N_wika3=sum(lossVaR_wika3)
TN_wika3=length(lossVaR_wika3)
D_wika3=diff(which(lossVaR_wika3==1))
C_wika3=rep(0,length(D_wika3))
if(lossVaR_wika3[1]==0){
  C=c(1,C_wika3)
  D=c(which(lossVaR_wika3==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_wika3]==0){
  C=c(C_wika3,1)
  D=c(D_wika3,TN_wika3-tail(which(lossVaR_wika3==1),1))
}
N1_wika3=length (D_wika3)
#Vardurtest
ujidur_wika3=
VaRDurTest(0.05,resi_wika3,m_wika3,conf.level=0.95)
print(ujidur_wika3)

write.csv(durasi_wika3,"E:/durasi WIKAS")
write.csv(resid_wika3,"E:/resi WIKAS")
#####
Psi Hat 2
#####
psi_hat_wika1 = n_wika1$muHats
psi_hat_wika2 = n_wika2$muHats

```

```

psi_hat_wi ka3 = n_wika3$muHats

psi_hat_wika=c(psi_hat_wika2,psi_hat_wika3)
wika_plot=plot(psi_hat_wika,type="l",main="PT Wijaya Karya
Tbk")
abline(v=seq(458,544,by=86),lty="solid",lwd=3,col="red")
#####
PT ADHI Karya
#####
Periode 1 Januari 2013 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
ADHI=Data_Diff$ADHI_DIFF
m_adhi1=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,1),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_adhi1=ugarchfit(spec = m_adhi1,data=ADHI,solver = "nloptr")
ma_adhi1
resi_adhi1= residuals(ma_adhi1)
a=0
lx_adhi1=c(1:1097)[resi_adhi1<a]
ux_adhi1=c(1:1097)[resi_adhi1>=a]
durasi_adhi1=diff(lx_adhi1)
durasi_adhi1
library(ACDm)
n_adhi1= acdFit(durations = durasi_adhi1, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_adhi1=residuals(n_adhi1)

#Cek White Noise
Box.test(resid_adhi1,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_adhi1,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_adhi1,lag=18,type="Ljung-Box")

```

```

Box.test(resid_adhi1,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_adhi1=length(resi_adhi1)
m_adhi1=rep(0,u_adhi1)
lossVaR_adhi1=ifelse(resi_adhi1<m_adhi1,1,0)
N_adhi1=sum(lossVaR_adhi1)
TN_adhi1=length(lossVaR_adhi1)
D_adhi1=diff(which(lossVaR_adhi1==1))
C_adhi1=rep(0,length(D_adhi1))
if(lossVaR_adhi1[1]==0){
  C=c(1,C_adhi1)
  D=c(which(lossVaR_adhi1==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_adhi1]==0){
  C=c(C_adhi1,1)
  D=c(D_adhi1,TN_adhi1-tail(which(lossVaR_adhi1==1),1))
}
N1_adhi1=length (D_adhi1)
#Vardurtest
ujidur_adhi1=
VaRDurTest(0.05,resi_adhi1,m_adhi1,conf.level=0.95)
print(ujidur_adhi1)
write.csv(durasi_adhi1,"E:/durasi ADHI1")
write.csv(resid_adhi1,"E:/resi ADHI1")
#####
Periode 1 Januari 2013 - 30 Juni 2016
#####
library(rugarch)
ADHI=Data_Diff1$ADHI_DIFF
m_adhi2=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,0),include.mean=FALSE),
variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_adhi2=ugarchfit(spec = m_adhi2,data=ADHI,solver = "nloptr")

```

```

ma_adhi2
resi_adhi2= residuals(ma_adhi2)
a=0
lx_adhi2=c(1:901)[resi_adhi2<a]
ux_adhi2=c(1:901)[resi_adhi2>=a]
durasi_adhi2=diff(lx_adhi2)
durasi_adhi2
library(ACDm)
n_adhi2= acdFit(durations = durasi_adhi2, model = "ACD", dist =
"weibull",
               order = c(1,0))
resid_adhi2=residuals(n_adhi2)

#Cek White Noise
Box.test(resid_adhi2,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_adhi2,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_adhi2,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_adhi2,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_adhi2=length(resi_adhi2)
m_adhi2=rep(0,u_adhi2)
lossVaR_adhi2=ifelse(resi_adhi2<m_adhi2,1,0)
N_adhi2=sum(lossVaR_adhi2)
TN_adhi2=length(lossVaR_adhi2)
D_adhi2=diff(which(lossVaR_adhi2==1))
C_adhi2=rep(0,length(D_adhi2))
if(lossVaR_adhi2[1]==0){
  C=c(1,C_adhi2)
  D=c(which(lossVaR_adhi2==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_adhi2]==0){
  C=c(C_adhi2,1)
  D=c(D_adhi2,TN_adhi2-tail(which(lossVaR_adhi2==1),1))
}

```

```

N1 _adhi2=length (D_adhi2)
#Vardurtest
ujidur_adhi2=
VaRDurTest(0.05,resi_adhi2,m_adhi2,conf.level=0.95)
print(ujidur_adhi2)

write.csv(durasi_adhi2,"E:/durasi ADHI2")
write.csv(resi_adhi2,"E:/resi ADHI2")
#####
Periode 1 Juli 2016 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
ADHI=Data_Diff2$ADHI_DIFF
m_adhi3=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_adhi3=ugarchfit(spec = m_adhi3,data=ADHI,solver = "nloptr")
ma_adhi3
resi_adhi3= residuals(ma_adhi3)
a=0
lx_adhi3=c(1:196)[resi_adhi3<a]
ux_adhi3=c(1:196)[resi_adhi3>=a]
durasi_adhi3=diff(lx_adhi3)
durasi_adhi3
library(ACDm)
n_adhi3= acdFit(durations = durasi_adhi3, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resi_adhi3=residuals(n_adhi3)

#Cek White Noise
Box.test(resi_adhi3,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resi_adhi3,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resi_adhi3,lag=18,type="Ljung-Box")

```

```

Box.test(resid_adhi3,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_adhi3=length(resi_adhi3)
m_adhi3=rep(0,u_adhi3)
lossVaR_adhi3=ifelse(resi_adhi3<m_adhi3,1,0)
N_adhi3=sum(lossVaR_adhi3)
TN_adhi3=length(lossVaR_adhi3)
D_adhi3=diff(which(lossVaR_adhi3==1))
C_adhi3=rep(0,length(D_adhi3))
if(lossVaR_adhi3[1]==0){
  C=c(1,C_adhi3)
  D=c(which(lossVaR_adhi3==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_adhi3]==0){
  C=c(C_adhi3,1)
  D=c(D_adhi3,TN_adhi3-tail(which(lossVaR_adhi3==1),1))
}
N1_adhi3=length (D_adhi3)
#Vardurtest
ujidur_adhi3=
VaRDurTest(0.05,resi_adhi3,m_adhi3,conf.level=0.95)
print(ujidur_adhi3)

write.csv(durasi_adhi3,"E:/durasi ADHI3")
write.csv(resid_adhi3,"E:/resi ADHI3")

#####
Psi Hat 3
#####
psi_hat_adhi1 = n_adhi1$muHats
psi_hat_adhi2 = n_adhi2$muHats
psi_hat_adhi3 = n_adhi3$muHats

psi_hat_adhi=c(psi_hat_adhi2,psi_hat_adhi3)

```



```

adhi_plot=plot(psi_hat_adhi,type="l",main="PT Adhi Karya Tbk")
abline(v=seq(435,528,by=93),lty="solid",lwd=3,col="red")
#####
PT Pembangunan Perumahan
#####
Periode 1 Januari 2013 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
PTPP=Data_Diff$PTPP_DIFF
m_ptpp1=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
                variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_ptpp1=ugarchfit(spec = m_ptpp1,data=PTPP,solver = "nloptr")
ma_ptpp1
resi_ptpp1= residuals(ma_ptpp1)
a=0
lx_ptpp1=c(1:1097)[resi_ptpp1<a]
ux_ptpp1=c(1:1097)[resi_ptpp1>=a]
durasi_ptpp1=diff(lx_ptpp1)
durasi_ptpp1
library(ACDm)
n_ptpp1= acdFit(durations = durasi_ptpp1, model = "ACD", dist =
"weibull",
                order = c(1,0))
resid_ptpp1=residuals(n_ptpp1)

#Cek White Noise
Box.test(resid_ptpp1,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_ptpp1,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_ptpp1,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_ptpp1,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_ptpp1=length(resi_ptpp1)

```

```

m_ptpp1=rep(0,u_ptpp1)
lossVaR_ptpp1=ifelse(resi_ptpp1<m_ptpp1,1,0)
N_ptpp1=sum(lossVaR_ptpp1)
TN_ptpp1=length(lossVaR_ptpp1)
D_ptpp1=diff(which(lossVaR_ptpp1==1))
C_ptpp1=rep(0,length(D_ptpp1))
if(lossVaR_ptpp1[1]==0){
  C=c(1,C_ptpp1)
  D=c(which(lossVaR_ptpp1==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_ptpp1]==0){
  C=c(C_ptpp1,1)
  D=c(D_ptpp1,TN_ptpp1-tail(which(lossVaR_ptpp1==1),1))
}
N1_ptpp1=length (D_ptpp1)
#Vardurtest
ujidur_ptpp1=
VaRDurTest(0.05,resi_ptpp1,m_ptpp1,conf.level=0.95)
print(ujidur_ptpp1)

write.csv(durasi_ptpp1,"E:/durasi PTPP1")
write.csv(resid_ptpp1,"E:/resi PTPP1")
#####
Periode 1 Januari 2013 - 30 Juni 2016
#####
library(rugarch)
PTPP=Data_Diff1$PTPP_DIFF
m_ptpp2=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_ptpp2=ugarchfit(spec = m_ptpp2,data=PTPP,solver = "nloptr")
ma_ptpp2
resi_ptpp2= residuals(ma_ptpp2)
a=0

```

```

lx_ptpp2=c(1:902)[resi_ptpp2<a]
ux_ptpp2=c(1:902)[resi_ptpp2>=a]
durasi_ptpp2=diff(lx_ptpp2)
durasi_ptpp2
library(ACDm)
n_ptpp2= acdFit(durations = durasi_ptpp2, model = "ACD", dist =
"weibull",
               order = c(1,0))
resid_ptpp2=residuals(n_ptpp2)

#Cek White Noise
Box.test(resid_ptpp2,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_ptpp2,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_ptpp2,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_ptpp2,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_ptpp2=length(resi_ptpp2)
m_ptpp2=rep(0,u_ptpp2)
lossVaR_ptpp2=ifelse(resi_ptpp2<m_ptpp2,1,0)
N_ptpp2=sum(lossVaR_ptpp2)
TN_ptpp2=length(lossVaR_ptpp2)
D_ptpp2=diff(which(lossVaR_ptpp2==1))
C_ptpp2=rep(0,length(D_ptpp2))
if(lossVaR_ptpp2[1]==0){
  C=c(1,C_ptpp2)
  D=c(which(lossVaR_ptpp2==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_ptpp2]==0){
  C=c(C_ptpp2,1)
  D=c(D_ptpp2,TN_ptpp2-tail(which(lossVaR_ptpp2==1),1))
}
N1_ptpp2=length (D_ptpp2)
#Vardurtest

```

```

ujid ur_ptpp2=
VaRDurTest(0.05,resi_ptpp2,m_ptpp2,conf.level=0.95)
print(ujidur_ptpp2)

write.csv(durasi_ptpp2,"E:/durasi PTPP2")
write.csv(resid_ptpp2,"E:/resi PTPP2")
#####
Periode 1 Juli 2016 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
PTPP=Data_Diff2$PTPP_DIFF
m_ptpp3=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,0),include.mean=FALSE),
                variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_ptpp3=ugarchfit(spec = m_ptpp3,data=PTPP,solver = "nloptr")
ma_ptpp3
resi_ptpp3= residuals(ma_ptpp3)
a=0
lx_ptpp3=c(1:196)[resi_ptpp3<a]
ux_ptpp3=c(1:196)[resi_ptpp3>=a]
durasi_ptpp3=diff(lx_ptpp3)
durasi_ptpp3
library(ACDm)
n_ptpp3= acdFit(durations = durasi_ptpp3, model = "ACD", dist =
"weibull",
                order = c(1,0))
resid_ptpp3=residuals(n_ptpp3)

#Cek White Noise
Box.test(resid_ptpp3,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_ptpp3,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_ptpp3,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_ptpp3,lag=24,type="Ljung-Box")

```

```

# Cek Distribusi
u_ptpp3=length(resi_ptpp3)
m_ptpp3=rep(0,u_ptpp3)
lossVaR_ptpp3=ifelse(resi_ptpp3<m_ptpp3,1,0)
N_ptpp3=sum(lossVaR_ptpp3)
TN_ptpp3=length(lossVaR_ptpp3)
D_ptpp3=diff(which(lossVaR_ptpp3==1))
C_ptpp3=rep(0,length(D_ptpp3))
if(lossVaR_ptpp3[1]==0){
  C=c(1,C_ptpp3)
  D=c(which(lossVaR_ptpp3==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_ptpp3]==0){
  C=c(C_ptpp3,1)
  D=c(D_ptpp3,TN_ptpp3-tail(which(lossVaR_ptpp3==1),1))
}
N1_ptpp3=length (D_ptpp3)
#Vardurtest
ujidur_ptpp3=
VaRDurTest(0.05,resi_ptpp3,m_ptpp3,conf.level=0.95)
print(ujidur_ptpp3)
write.csv(durasi_ptpp3,"E:/durasi PTPP3")
write.csv(resid_ptpp3,"E:/resi PTPP3")

#####
Psi Hat 4
#####psi_h
at_ptpp1 = n_ptpp1$muHats
psi_hat_ptpp2 = n_ptpp2$muHats
psi_hat_ptpp3 = n_ptpp3$muHats

psi_hat_ptpp=c(psi_hat_ptpp2,psi_hat_ptpp3)
ptpp_plot=plot(psi_hat_ptpp,type="l",main="PT Pembangunan
Perumahan Tbk")
abline(v=seq(465,558,by=93),lty="solid",lwd=3,col="red")

```

```
#####
PT Telekomunikasi Indonesia
#####
Periode 1 Januari 2013 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
TLKM=Data_Diff$TLKM_DIFF
m_tlkm1=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_tlkm1=ugarchfit(spec = m_tlkm1,data=TLKM,solver = "nloptr")
ma_tlkm1
resi_tlkm1= residuals(ma_tlkm1)
a=0
lx_tlkm1=c(1:1098)[resi_tlkm1<a]
ux_tlkm1=c(1:1098)[resi_tlkm1>=a]
durasi_tlkm1=diff(lx_tlkm1)
durasi_tlkm1
library(ACDm)
n_tlkm1= acdFit(durations = durasi_tlkm1, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_tlkm1=residuals(n_tlkm1)

#Cek White Noise
Box.test(resid_tlkm1,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_tlkm1,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_tlkm1,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_tlkm1,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_tlkm1=length(resi_tlkm1)
m_tlkm1=rep(0,u_tlkm1)
lossVaR_tlkm1=ifelse(resi_tlkm1<m_tlkm1,1,0)
```

```

N_tlkm1=sum(lossVaR_tlkm1)
TN_tlkm1=length(lossVaR_tlkm1)
D_tlkm1=diff(which(lossVaR_tlkm1==1))
C_tlkm1=rep(0,length(D_tlkm1))
if(lossVaR_tlkm1[1]==0){
  C=c(1,C_tlkm1)
  D=c(which(lossVaR_tlkm1==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_tlkm1]==0){
  C=c(C_tlkm1,1)
  D=c(D_tlkm1,TN_tlkm1-tail(which(lossVaR_tlkm1==1),1))
}
N1_tlkm1=length (D_tlkm1)
#Vardurtest
ujidur_tlkm1=
VaRDurTest(0.05,resi_tlkm1,m_tlkm1,conf.level=0.95)
print(ujidur_tlkm1)

write.csv(durasi_tlkm1,"E:/durasi TLKM1")
write.csv(resid_tlkm1,"E:/resi TLKM1")

#####
Periode 1 Januari 2013 - 30 Juni 2016
#####librar
y(rugarch)
TLKM=Data_Diff1$TLKM_DIFF
m_tlkm2=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_tlkm2=ugarchfit(spec = m_tlkm2,data=TLKM,solver = "nloptr")
ma_tlkm2
resi_tlkm2= residuals(ma_tlkm2)
a=0
lx_tlkm2=c(1:902)[resi_tlkm2<a]

```

```

ux_tlmk2=c(1:902)[resi_tlmk2>=a]
durasi_tlmk2=diff(lx_tlmk2)
durasi_tlmk2
library(ACDm)
n_tlmk2= acdFit(durations = durasi_tlmk2, model = "ACD", dist =
"weibull",
               order = c(1,0))
resid_tlmk2=residuals(n_tlmk2)

#Cek White Noise
Box.test(resid_tlmk2,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_tlmk2,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_tlmk2,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_tlmk2,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_tlmk2=length(resi_tlmk2)
m_tlmk2=rep(0,u_tlmk2)
lossVaR_tlmk2=ifelse(resi_tlmk2<m_tlmk2,1,0)
N_tlmk2=sum(lossVaR_tlmk2)
TN_tlmk2=length(lossVaR_tlmk2)
D_tlmk2=diff(which(lossVaR_tlmk2==1))
C_tlmk2=rep(0,length(D_tlmk2))
if(lossVaR_tlmk2[1]==0){
  C=c(1,C_tlmk2)
  D=c(which(lossVaR_tlmk2==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_tlmk2]==0){
  C=c(C_tlmk2,1)
  D=c(D_tlmk2,TN_tlmk2-tail(which(lossVaR_tlmk2==1),1))
}
N1_tlmk2=length (D_tlmk2)
#Vardurtest
ujidur_tlmk2=
VaRDurTest(0.05,resi_tlmk2,m_tlmk2,conf.level=0.95)

```



```

print(ujidur_tlmk2)
write.csv(durasi_tlmk2,"E:/durasi TLKM2")
write.csv(resid_tlmk2,"E:/resi TLKM2")

#####
Periode 1 Juli 2016 - 31 Maret 2017
#####librar
y(rugarch)
TLKM=Data_Diff2$TLKM_DIFF
m_tlmk3=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(1,0)),distribution.model = "norm")
ma_tlmk3=ugarchfit(spec = m_tlmk3,data=TLKM,solver = "nloptr")
ma_tlmk3
resi_tlmk3= residuals(ma_tlmk3)
a=0
lx_tlmk3=c(1:196)[resi_tlmk3<a]
ux_tlmk3=c(1:196)[resi_tlmk3>=a]
durasi_tlmk3=diff(lx_tlmk3)
durasi_tlmk3
library(ACDm)
n_tlmk3= acdFit(durations = durasi_tlmk3, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_tlmk3=residuals(n_tlmk3)

#Cek White Noise
Box.test(resid_tlmk3,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_tlmk3,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_tlmk3,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_tlmk3,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_tlmk3=length(resid_tlmk3)

```

```

m_tlm3=rep(0,u_tlm3)
lossVaR_tlm3=ifelse(resi_tlm3<m_tlm3,1,0)
N_tlm3=sum(lossVaR_tlm3)
TN_tlm3=length(lossVaR_tlm3)
D_tlm3=diff(which(lossVaR_tlm3==1))
C_tlm3=rep(0,length(D_tlm3))
if(lossVaR_tlm3[1]==0){
  C=c(1,C_tlm3)
  D=c(which(lossVaR_tlm3==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_tlm3]==0){
  C=c(C_tlm3,1)
  D=c(D_tlm3,TN_tlm3-tail(which(lossVaR_tlm3==1),1))
}
N1_tlm3=length (D_tlm3)
#Vardurtest
ujidur_tlm3=
VaRDurTest(0.05,resi_tlm3,m_tlm3,conf.level=0.95)
print(ujidur_tlm3)
write.csv(durasi_tlm3,"E:/durasi TLKM3")
write.csv(resid_tlm3,"E:/resi TLKM3")

#####
Psi Hat 5
#####psi_h
at_tlm1 = n_tlm1$muHats
psi_hat_tlm2 = n_tlm2$muHats
psi_hat_tlm3 = n_tlm3$muHats

psi_hat_tlm=c(psi_hat_tlm2,psi_hat_tlm3)
tlkm_plot=plot(psi_hat_tlm,type="l",main="PT Telekomunikasi
Indonesia Tbk")
abline(v=seq(458,547,by=89),lty="solid",lwd=3,col="red")
#####
PT Indika Energy

```

```
#####
Periode 1 Januari 2013 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
INDY=Data_Diff$INDY_DIFF
m_indy1=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_indy1=ugarchfit(spec = m_indy1,data=INDY,solver = "nloptr")
ma_indy1
resi_indy1= residuals(ma_indy1)
a=0
lx_indy1=c(1:1098)[resi_indy1<a]
ux_indy1=c(1:1098)[resi_indy1>=a]
durasi_indy1=diff(lx_indy1)
durasi_indy1
library(ACDm)
n_indy1= acdFit(durations = durasi_indy1, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_indy1=residuals(n_indy1)

#Cek White Noise
Box.test(resid_indy1,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_indy1,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_indy1,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_indy1,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_indy1=length(resid_indy1)
m_indy1=rep(0,u_indy1)
lossVaR_indy1=ifelse(resid_indy1<m_indy1,1,0)
N_indy1=sum(lossVaR_indy1)
TN_indy1=length(lossVaR_indy1)
```

```

D_indy1=diff(which(lossVaR_indy1==1))
C_indy1=rep(0,length(D_indy1))
if(lossVaR_indy1[1]==0){
  C=c(1,C_indy1)
  D=c(which(lossVaR_indy1==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_indy1]==0){
  C=c(C_indy1,1)
  D=c(D_indy1,TN_indy1-tail(which(lossVaR_indy1==1),1))
}
N1_indy1=length (D_indy1)
#Vardurtest
ujidur_indy1=
VaRDurTest(0.05,resi_indy1,m_indy1,conf.level=0.95)
print(ujidur_indy1)
write.csv(durasi_indy1,"E:/durasi INDY1")
write.csv(resid_indy1,"E:/resi INDY1")

#####
Periode 1 Januari 2013 - 30 Juni 2016
#####
library(rugarch)
INDY=Data_Diff1$INDY_DIFF
m_indy2=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_indy2=ugarchfit(spec = m_indy2,data=INDY,solver = "nloptr")
ma_indy2
resi_indy2= residuals(ma_indy2)
a=0
lx_indy2=c(1:902)[resi_indy2<a]
ux_indy2=c(1:902)[resi_indy2>=a]
durasi_indy2=diff(lx_indy2)
durasi_indy2

```

```

library(ACDm)
n_indy2= acdFit(durations = durasi_indy2, model = "ACD", dist =
"weibull",
               order = c(1,0))
resid_indy2=residuals(n_indy2)

#Cek White Noise
Box.test(resid_indy2,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_indy2,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_indy2,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_indy2,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_indy2=length(resi_indy2)
m_indy2=rep(0,u_indy2)
lossVaR_indy2=ifelse(resi_indy2<m_indy2,1,0)
N_indy2=sum(lossVaR_indy2)
TN_indy2=length(lossVaR_indy2)
D_indy2=diff(which(lossVaR_indy2==1))
C_indy2=rep(0,length(D_indy2))
if(lossVaR_indy2[1]==0){
  C=c(1,C_indy2)
  D=c(which(lossVaR_indy2==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_indy2]==0){
  C=c(C_indy2,1)
  D=c(D_indy2,TN_indy2-tail(which(lossVaR_indy2==1),1))
}
N1_indy2=length (D_indy2)
#Vardurtest
ujidur_indy2=
VaRDurTest(0.05,resi_indy2,m_indy2,conf.level=0.95)
print(ujidur_indy2)

write.csv(durasi_indy2,"E:/durasi INDY2")

```

```

write.csv(resid_indy2,"E:/resi INDY2")

#####
Periode 1 Juli 2016 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
INDY=Data_Diff2$INDY_DIFF
m_indy3=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,0),include.mean=FALSE),
variance.model =
list(garchOrder=c(1,0)),distribution.model = "norm")
ma_indy3=ugarchfit(spec = m_indy3,data=INDY,solver = "nloptr")
ma_indy3
resid_indy3= residuals(ma_indy3)
a=0
lx_indy3=c(1:196)[resid_indy3<a]
ux_indy3=c(1:196)[resid_indy3>=a]
durasi_indy3=diff(lx_indy3)
durasi_indy3
library(ACDm)
n_indy3= acdFit(durations = durasi_indy3, model = "ACD", dist =
"weibull",
order = c(1,0))
resid_indy3=residuals(n_indy3)

#Cek White Noise
Box.test(resid_indy3,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_indy3,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_indy3,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_indy3,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_indy3=length(resid_indy3)
m_indy3=rep(0,u_indy3)
lossVaR_indy3=ifelse(resid_indy3<m_indy3,1,0)

```

```

N_indy3=sum(lossVaR_indy3)
TN_indy3=length(lossVaR_indy3)
D_indy3=diff(which(lossVaR_indy3==1))
C_indy3=rep(0,length(D_indy3))
if(lossVaR_indy3[1]==0){
  C=c(1,C_indy3)
  D=c(which(lossVaR_indy3==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_indy3]==0){
  C=c(C_indy3,1)
  D=c(D_indy3,TN_indy3-tail(which(lossVaR_indy3==1),1))
}
N1_indy3=length (D_indy3)
#Vardurtest
ujidur_indy3=
VaRDurTest(0.05,resi_indy3,m_indy3,conf.level=0.95)
print(ujidur_indy3)

write.csv(durasi_indy3,"E:/durasi INDY3")
write.csv(resid_indy3,"E:/resi INDY3")

#####
Psi Hat 6
#####
psi_hat_indy1 = n_indy1$muHats
psi_hat_indy2 = n_indy2$muHats
psi_hat_indy3 = n_indy3$muHats

psi_hat_indy=c(psi_hat_indy2,psi_hat_indy3)
indy_plot=plot(psi_hat_indy,type="l",main="PT Indika Energy
Tbk")
abline(v=seq(452,537,by=85),lty="solid",lwd=3,col="red")
#####
PT Perusahaan Gas Negara
#####

```

```

Periode 1 Januari 2013 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
PGAS=Data_Diff$PGAS_DIFF
m_pgas1=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_pgas1=ugarchfit(spec = m_pgas1,data=PGAS,solver = "nloptr")
ma_pgas1
resi_pgas1= residuals(ma_pgas1)
a=0
lx_pgas1=c(1:1098)[resi_pgas1<a]
ux_pgas1=c(1:1098)[resi_pgas1>=a]
durasi_pgas1=diff(lx_pgas1)
durasi_pgas1
library(ACDm)
n_pgas1= acdFit(durations = durasi_pgas1, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_pgas1=residuals(n_pgas1)

#Cek White Noise
Box.test(resid_pgas1,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_pgas1,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_pgas1,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_pgas1,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_pgas1=length(resi_pgas1)
m_pgas1=rep(0,u_pgas1)
lossVaR_pgas1=ifelse(resi_pgas1<m_pgas1,1,0)
N_pgas1=sum(lossVaR_pgas1)
TN_pgas1=length(lossVaR_pgas1)
D_pgas1=diff(which(lossVaR_pgas1==1))

```



```

C_pgas1=rep(0,length(D_pgas1))
if(lossVaR_pgas1[1]==0){
  C=c(1,C_pgas1)
  D=c(which(lossVaR_pgas1==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_pgas1]==0){
  C=c(C_pgas1,1)
  D=c(D_pgas1,TN_pgas1-tail(which(lossVaR_pgas1==1),1))
}
N1_pgas1=length (D_pgas1)
#Vardurtest
ujidur_pgas1=
VaRDurTest(0.05,resi_pgas1,m_pgas1,conf.level=0.95)
print(ujidur_pgas1)
write.csv(durasi_pgas1,"E:/durasi PGAS1")
write.csv(resid_pgas1,"E:/resi PGAS1")

#####
Periode 1 Januari 2013 - 30 Juni 2016
#####
library(rugarch)
PGAS=Data_Diff1$PGAS_DIFF
m_pgas2=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_pgas2=ugarchfit(spec = m_pgas2,data=PGAS,solver = "nloptr")
ma_pgas2
resi_pgas2= residuals(ma_pgas2)
a=0
lx_pgas2=c(1:902)[resi_pgas2<a]
ux_pgas2=c(1:902)[resi_pgas2>=a]
durasi_pgas2=diff(lx_pgas2)
durasi_pgas2
library(ACDm)

```

```

n_pgas2= acdFit(durations = durasi_pgas2, model = "ACD", dist =
"weibull",
                order = c(1,0))
resid_pgas2=residuals(n_pgas2)

#Cek White Noise
Box.test(resid_pgas2,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_pgas2,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_pgas2,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_pgas2,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_pgas2=length(resi_pgas2)
m_pgas2=rep(0,u_pgas2)
lossVaR_pgas2=ifelse(resi_pgas2<m_pgas2,1,0)
N_pgas2=sum(lossVaR_pgas2)
TN_pgas2=length(lossVaR_pgas2)
D_pgas2=diff(which(lossVaR_pgas2==1))
C_pgas2=rep(0,length(D_pgas2))
if(lossVaR_pgas2[1]==0){
  C=c(1,C_pgas2)
  D=c(which(lossVaR_pgas2==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_pgas2]==0){
  C=c(C_pgas2,1)
  D=c(D_pgas2,TN_pgas2-tail(which(lossVaR_pgas2==1),1))
}
N1_pgas2=length (D_pgas2)
#Vardurtest
ujidur_pgas2=
VaRDurTest(0.05,resi_pgas2,m_pgas2,conf.level=0.95)
print(ujidur_pgas2)

write.csv(durasi_pgas2,"E:/durasi PGAS2")
write.csv(resid_pgas2,"E:/resi PGAS2")

```

```
#####
Periode 1 Juli 2016 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
PGAS=Data_Diff2$PGAS_DIFF
m_pgas3=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(1,0)),distribution.model = "norm")
ma_pgas3=ugarchfit(spec = m_pgas3,data=PGAS,solver = "nloptr")
ma_pgas3
resi_pgas3= residuals(ma_pgas3)
a=0
lx_pgas3=c(1:196)[resi_pgas3<a]
ux_pgas3=c(1:196)[resi_pgas3>=a]
durasi_pgas3=diff(lx_pgas3)
durasi_pgas3
library(ACDm)
n_pgas3= acdFit(durations = durasi_pgas3, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_pgas3=residuals(n_pgas3)

#Cek White Noise
Box.test(resid_pgas3,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_pgas3,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_pgas3,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_pgas3,lag=24,type="Ljung-Box")
# Cek Distribusi
u_pgas3=length(resi_pgas3)
m_pgas3=rep(0,u_pgas3)
lossVaR_pgas3=ifelse(resi_pgas3<m_pgas3,1,0)
N_pgas3=sum(lossVaR_pgas3)
TN_pgas3=length(lossVaR_pgas3)
```

```

D_pgas3=diff(which(lossVaR_pgas3==1))
C_pgas3=rep(0,length(D_pgas3))
if(lossVaR_pgas3[1]==0){
  C=c(1,C_pgas3)
  D=c(which(lossVaR_pgas3==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_pgas3]==0){
  C=c(C_pgas3,1)
  D=c(D_pgas3,TN_pgas3-tail(which(lossVaR_pgas3==1),1))
}
N1_pgas3=length (D_pgas3)
#Vardurtest
ujidur_pgas3=
VaRDurTest(0.05,resi_pgas3,m_pgas3,conf.level=0.95)
print(ujidur_pgas3)

write.csv(durasi_pgas3,"E:/durasi PGAS3")
write.csv(resid_pgas3,"E:/resi PGAS3")

#####
Psi Hat 7
#####
psi_hat_pgas1 = n_pgas1$muHats
psi_hat_pgas2 = n_pgas2$muHats
psi_hat_pgas3 = n_pgas3$muHats

psi_hat_pgas=c(psi_hat_pgas2, psi_hat_pgas3)
pgas_plot=plot(psi_hat_pgas,type="l",main="PT Perusahaan Gas
Negara Tbk")
abline(v=seq(447,533,by=85),lty="solid",lwd=3,col="red")
#####
PT Jasa Marga (Persero)
#####
Periode 1 Januari 2013 - 31 Maret 2017
#####

```

```

library(rugarch)
JSMR=Data_Diff$JSMR_DIFF
m_jsmr1=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_jsmr1=ugarchfit(spec = m_jsmr1,data=JSMR,solver = "nloptr")
ma_jsmr1
resi_jsmr1= residuals(ma_jsmr1)
a=0
lx_jsmr1=c(1:1098)[resi_jsmr1<a]
ux_jsmr1=c(1:1098)[resi_jsmr1>=a]
durasi_jsmr1=diff(lx_jsmr1)
durasi_jsmr1
library(ACDm)
n_jsmr1= acdFit(durations = durasi_jsmr1, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_jsmr1=residuals(n_jsmr1)

#Cek White Noise
Box.test(resid_jsmr1,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_jsmr1,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_jsmr1,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_jsmr1,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_jsmr1=length(resi_jsmr1)
m_jsmr1=rep(0,u_jsmr1)
lossVaR_jsmr1=ifelse(resi_jsmr1<m_jsmr1,1,0)
N_jsmr1=sum(lossVaR_jsmr1)
TN_jsmr1=length(lossVaR_jsmr1)
D_jsmr1=diff(which(lossVaR_jsmr1==1))
C_jsmr1=rep(0,length(D_jsmr1))
if(lossVaR_jsmr1[1]==0){

```

```

C=c(1,C_ jsmr1)
D=c(which(lossVaR_ jsmr1==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_ jsmr1]==0){
  C=c(C_ jsmr1,1)
  D=c(D_ jsmr1,TN_ jsmr1-tail(which(lossVaR_ jsmr1==1),1))
}
N1_ jsmr1=length (D_ jsmr1)
#Vardurtest
ujidur_ jsmr1=
VaRDurTest(0.05,resi_ jsmr1,m_ jsmr1,conf.level=0.95)
print(ujidur_ jsmr1)

write.csv(durasi_ jsmr1,"E:/durasi JSMR1")
write.csv(resid_ jsmr1,"E:/resi JSMR1")
#####
Periode 1 Januari 2013 - 30 Juni 2016
#####
library(rugarch)
JSMR=Data_Diff1$JSMR_DIFF
m_ jsmr2=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_ jsmr2=ugarchfit(spec = m_ jsmr2,data=JSMR,solver = "nloptr")
ma_ jsmr2
resi_ jsmr2= residuals(ma_ jsmr2)
a=0
lx_ jsmr2=c(1:902)[resi_ jsmr2<a]
ux_ jsmr2=c(1:902)[resi_ jsmr2>=a]
durasi_ jsmr2=diff(lx_ jsmr2)
durasi_ jsmr2
library(ACDm)
n_ jsmr2= acdFit(durations = durasi_ jsmr2, model = "ACD", dist =
"weibull",

```

```

        order = c(1,0))
resid_jsmr2=residuals(n_jsmr2)

#Cek White Noise
Box.test(resid_jsmr2,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_jsmr2,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_jsmr2,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_jsmr2,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_jsmr2=length(resi_jsmr2)
m_jsmr2=rep(0,u_jsmr2)
lossVaR_jsmr2=ifelse(resi_jsmr2<m_jsmr2,1,0)
N_jsmr2=sum(lossVaR_jsmr2)
TN_jsmr2=length(lossVaR_jsmr2)
D_jsmr2=diff(which(lossVaR_jsmr2==1))
C_jsmr2=rep(0,length(D_jsmr2))
if(lossVaR_jsmr2[1]==0){
  C=c(1,C_jsmr2)
  D=c(which(lossVaR_jsmr2==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_jsmr2]==0){
  C=c(C_jsmr2,1)
  D=c(D_jsmr2,TN_jsmr2-tail(which(lossVaR_jsmr2==1),1))
}
N1_jsmr2=length (D_jsmr2)
#Vardurtest
ujidur_jsmr2=
VaRDurTest(0.05,resi_jsmr2,m_jsmr2,conf.level=0.95)
print(ujidur_jsmr2)

write.csv(durasi_jsmr2,"E:/durasi JSMR2")
write.csv(resid_jsmr2,"E:/resi JSMR2")

#####

```

Periode 1 Juli 2016 - 31 Maret 2017

#####

```
library(rugarch)
JSMR=Data_Diff2$JSMR_DIFF
m_jsmr3=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_jsmr3=ugarchfit(spec = m_jsmr3,data=JSMR,solver = "nloptr")
ma_jsmr3
resi_jsmr3= residuals(ma_jsmr3)
a=0
lx_jsmr3=c(1:196)[resi_jsmr3<a]
ux_jsmr3=c(1:196)[resi_jsmr3>=a]
durasi_jsmr3=diff(lx_jsmr3)
durasi_jsmr3
library(ACDm)
n_jsmr3= acdFit(durations = durasi_jsmr3, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_jsmr3=residuals(n_jsmr3)
```

#Cek White Noise

```
Box.test(resid_jsmr3,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_jsmr3,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_jsmr3,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_jsmr3,lag=24,type="Ljung-Box")
```

Cek Distribusi

```
u_jsmr3=length(resi_jsmr3)
m_jsmr3=rep(0,u_jsmr3)
lossVaR_jsmr3=ifelse(resi_jsmr3<m_jsmr3,1,0)
N_jsmr3=sum(lossVaR_jsmr3)
TN_jsmr3=length(lossVaR_jsmr3)
D_jsmr3=diff(which(lossVaR_jsmr3==1))
```



```

C_jsmr3=rep(0,length(D_jsmr3))
if(lossVaR_jsmr3[1]==0){
  C=c(1,C_jsmr3)
  D=c(which(lossVaR_jsmr3==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_jsmr3]==0){
  C=c(C_jsmr3,1)
  D=c(D_jsmr3,TN_jsmr3-tail(which(lossVaR_jsmr3==1),1))
}
N1_jsmr3=length (D_jsmr3)
#Vardurtest
ujidur_jsmr3=
VaRDurTest(0.05,resi_jsmr3,m_jsmr3,conf.level=0.95)
print(ujidur_jsmr3)

write.csv(durasi_jsmr3,"E:/durasi JSMR3")
write.csv(resid_jsmr3,"E:/resi JSMR3")

#####
Psi Hat 8
#####
psi_hat_jsmr1 = n_jsmr1$muHats
psi_hat_jsmr2 = n_jsmr2$muHats
psi_hat_jsmr3 = n_jsmr3$muHats

psi_hat_jsmr=c(psi_hat_jsmr2,psi_hat_jsmr3)
jsmr_plot=plot(psi_hat_jsmr,type="l",main="PT Jasa Marga
(Persero) Tbk")
abline(v=seq(446,536,by=90),lty="solid",lwd=3,col="red")
#####
PT Garuda Indonesia
#####
Periode 1 Januari 2013 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)

```

```

GIAA=Data_Diff$GIAA_DIFF
m_giaa1=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(1,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(0,1)),distribution.model = "norm")
ma_giaa1=ugarchfit(spec = m_giaa1,data=GIAA,solver = "nloptr")
ma_giaa1
resi_giaa1= residuals(ma_giaa1)
a=0
lx_giaa1=c(1:1098)[resi_giaa1<a]
ux_giaa1=c(1:1098)[resi_giaa1>=a]
durasi_giaa1=diff(lx_giaa1)
durasi_giaa1
library(ACDm)
n_giaa1= acdFit(durations = durasi_giaa1, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_giaa1=residuals(n_giaa1)

#Cek White Noise
Box.test(resid_giaa1,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_giaa1,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_giaa1,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_giaa1,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_giaa1=length(resid_giaa1)
m_giaa1=rep(0,u_giaa1)
lossVaR_giaa1=ifelse(resid_giaa1<m_giaa1,1,0)
N_giaa1=sum(lossVaR_giaa1)
TN_giaa1=length(lossVaR_giaa1)
D_giaa1=diff(which(lossVaR_giaa1==1))
C_giaa1=rep(0,length(D_giaa1))
if(lossVaR_giaa1[1]==0){
  C=c(1,C_giaa1)
}

```

```

D=c(which(lossVaR_giaa1==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_giaa1]==0){
  C=c(C_giaa1,1)
  D=c(D_giaa1,TN_giaa1-tail(which(lossVaR_giaa1==1),1))
}
N1_giaa1=length (D_giaa1)
#Vardurtest
ujidur_giaa1=
VaRDurTest(0.05,resi_giaa1,m_giaa1,conf.level=0.95)
print(ujidur_giaa1)

write.csv(durasi_giaa1,"E:/durasi GIAA1")
write.csv(resid_giaa1,"E:/resi GIAA1")

#####
Periode 1 Januari 2013 - 30 Juni 2016
#####
library(rugarch)
GIAA=Data_Diff1$GIAA_DIFF
m_giaa2=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(1,0)),distribution.model = "norm")
ma_giaa2=ugarchfit(spec = m_giaa2,data=GIAA,solver = "nloptr")
ma_giaa2
resi_giaa2= residuals(ma_giaa2)
a=0
lx_giaa2=c(1:902)[resi_giaa2<a]
ux_giaa2=c(1:902)[resi_giaa2>=a]
durasi_giaa2=diff(lx_giaa2)
durasi_giaa2
library(ACDm)
n_giaa2= acdFit(durations = durasi_giaa2, model = "ACD", dist =
"weibull",

```

```

        order = c(1,0))
resid_giaa2=residuals(n_giaa2)

#Cek White Noise
Box.test(resid_giaa2,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_giaa2,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_giaa2,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_giaa2,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_giaa2=length(resi_giaa2)
m_giaa2=rep(0,u_giaa2)
lossVaR_giaa2=ifelse(resi_giaa2<m_giaa2,1,0)
N_giaa2=sum(lossVaR_giaa2)
TN_giaa2=length(lossVaR_giaa2)
D_giaa2=diff(which(lossVaR_giaa2==1))
C_giaa2=rep(0,length(D_giaa2))
if(lossVaR_giaa2[1]==0){
  C=c(1,C_giaa2)
  D=c(which(lossVaR_giaa2==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_giaa2]==0){
  C=c(C_giaa2,1)
  D=c(D_giaa2,TN_giaa2-tail(which(lossVaR_giaa2==1),1))
}
N1_giaa2=length (D_giaa2)
#Vardurtest
ujidur_giaa2=
VaRDurTest(0.05,resi_giaa2,m_giaa2,conf.level=0.95)
print(ujidur_giaa2)

write.csv(durasi_giaa2,"E:/durasi GIAA2")
write.csv(resid_giaa2,"E:/resi GIAA2")

#####

```

```

Periode 1 Juli 2016 - 31 Maret 2017
#####
library(rugarch)
GIAA=Data_Diff2$GIAA_DIFF
m_giaa3=ugarchspec(mean.model =
list(armaOrder=c(0,0),include.mean=FALSE),
      variance.model =
list(garchOrder=c(1,0)),distribution.model = "norm")
ma_giaa3=ugarchfit(spec = m_giaa3,data=GIAA,solver = "nloptr")
ma_giaa3
resi_giaa3= residuals(ma_giaa3)
a=0
lx_giaa3=c(1:196)[resi_giaa3<a]
ux_giaa3=c(1:196)[resi_giaa3>=a]
durasi_giaa3=diff(lx_giaa3)
durasi_giaa3
library(ACDm)
n_giaa3= acdFit(durations = durasi_giaa3, model = "ACD", dist =
"weibull",
      order = c(1,0))
resid_giaa3=residuals(n_giaa3)

#Cek White Noise
Box.test(resid_giaa3,lag=6,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_giaa3,lag=12,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_giaa3,lag=18,type="Ljung-Box")
Box.test(resid_giaa3,lag=24,type="Ljung-Box")

# Cek Distribusi
u_giaa3=length(resid_giaa3)
m_giaa3=rep(0,u_giaa3)
lossVaR_giaa3=ifelse(resid_giaa3<m_giaa3,1,0)
N_giaa3=sum(lossVaR_giaa3)
TN_giaa3=length(lossVaR_giaa3)
D_giaa3=diff(which(lossVaR_giaa3==1))

```

```

C_giaa3=rep(0,length(D_giaa3))
if(lossVaR_giaa3[1]==0){
  C=c(1,C_giaa3)
  D=c(which(lossVaR_giaa3==1)[1],D)
}
if (lossVaR[TN_giaa3]==0){
  C=c(C_giaa3,1)
  D=c(D_giaa3,TN_giaa3-tail(which(lossVaR_giaa3==1),1))
}
N1_giaa3=length (D_giaa3)
#Vardurtest
ujidur_giaa3=
VaRDurTest(0.05,resi_giaa3,m_giaa3,conf.level=0.95)
print(ujidur_giaa3)

write.csv(durasi_giaa3,"E:/durasi GIAA3")
write.csv(resid_giaa3,"E:/resi GIAA3")

#####
Psi Hat 9
#####
psi_hat_giaa1 = n_giaa1$muHats
psi_hat_giaa2 = n_giaa2$muHats
psi_hat_giaa3 = n_giaa3$muHats

psi_hat_giaa=c(psi_hat_giaa2,psi_hat_giaa3)
giaa_plot=plot(psi_hat_giaa,type="l",main="PT Garuda Indonesia
Tbk")
abline(v=seq(423,511,by=88),lty="solid",lwd=3,col="red")

```

Lampiran 4. Hasil Estimasi Model GARCH

1. PT Waskita Karya Tbk

a. Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

```

*-----*
*              GARCH Model Fit              *
*-----*

Conditional Variance Dynamics
-----
GARCH Model      : sGARCH(0,1)
Mean Model       : ARFIMA(1,0,0)
Distribution      : norm

Optimal Parameters
-----
      Estimate  Std. Error  t value  Pr(>|t|)
ar1    -0.289869    0.028903   -10.029    0
omega   0.000758    0.000066    11.464    0
beta1   0.998015    0.000219  4549.719    0

Robust Standard Errors:
      Estimate  Std. Error  t value  Pr(>|t|)
ar1    -0.289869    0.027383   -10.586    0
omega   0.000758    0.000061    12.380    0
beta1   0.998015    0.000011  89372.875    0

LogLikelihood : -1053.431

Information Criteria
-----
Akaike          1.9260
Bayes           1.9397
Shibata         1.9260
Hannan-Quinn    1.9312

Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
-----

```

	statistic	p-value
Lag[1]	4.626	0.0315
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][2]	40.701	0.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][5]	72.016	0.0000

d.o.f=1
H0 : No serial correlation

Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals

	statistic	p-value
Lag[1]	0.002604	0.95930
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][2]	2.981125	0.14198
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][5]	7.585725	0.03731

d.o.f=1

Weighted ARCH LM Tests

	Statistic	Shape	Scale	P-Value
ARCH Lag[2]	5.935	0.500	2.000	0.014840
ARCH Lag[4]	8.894	1.397	1.611	0.009468
ARCH Lag[6]	12.184	2.222	1.500	0.003973

Nyblom stability test

Joint Statistic: 0.3585

Individual Statistics:

ar1 0.07930

omega 0.08255

beta1 0.08366

Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)

Joint Statistic: 0.846 1.01 1.35

Individual Statistic: 0.35 0.47 0.75

Sign Bias Test

	t-value	prob	sig
Sign Bias	0.68827	0.4914	
Negative Sign Bias	0.04383	0.9651	


```
Positive Si gn Bias 0.22727 0.8203
Joint Effect      1.78184 0.6189
```

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:

```
-----
group statistic p-value(g-1)
1    20      33.96    0.01859
2    30      45.71    0.02508
3    40      57.97    0.02578
4    50      72.05    0.01767
```

Elapsed time : 0.438395

b. Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

```
*-----*
*          GARCH Model Fit          *
*-----*
```

Conditional Variance Dynamics

```
-----
GARCH Model      : sGARCH(0,1)
Mean Model : ARFIMA(0,0,1)
Distribution      : norm
```

Optimal Parameters

```
-----
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
ma1    -0.58490   0.041809  -13.990    0
omega   0.00076   0.000071   10.728    0
beta1   0.99782   0.000244 4084.443    0
```

Robust Standard Errors:

```
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
ma1    -0.58490   0.054916  -10.651    0
omega   0.00076   0.000056   13.617    0
beta1   0.99782   0.000023 43725.297    0
```

LogLikelihood : -832.3384

Information Criteria

```
-----
Akaike          1.8542
Bayes           1.8702
Shibata         1.8542
Hannan-Quinn    1.8604
```

Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals

```
-----
                                statistic  p-value
Lag[1]                        17.11 3.536e-05
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][2]      21.90 0.000e+00
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][5]      40.04 0.000e+00
d.o.f=1
H0 : No serial correlation
```

Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals

```
-----
                                statistic  p-value
Lag[1]                        2.506 0.1134
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][2]      2.506 0.1911
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][5]      4.968 0.1557
d.o.f=1
```

Weighted ARCH LM Tests

```
-----
                Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[2]    0.0000119 0.500 2.000 0.9972
ARCH Lag[4]    2.5635872 1.397 1.611 0.3300
ARCH Lag[6]    5.3227123 2.222 1.500 0.1653
```

Nyblom stability test

```
-----
Joint Statistic: 0.2334
```

Individual Statistics:

ma1 0.15504

omega 0.04846

beta1 0.04872

Asymptotic Critical values (10% 5% 1%)

Joint Statistic: 0.846 1.01 1.35

Individual Statistic: 0.35 0.47 0.75

Sign Bias Test

	t-value	prob	sig
Sign Bias	1.2249	0.22092	
Negative Sign Bias	0.3317	0.74022	
Positive Sign Bias	1.8544	0.06401	*
Joint Effect	3.9261	0.26955	

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:

	group	statistic	p-value(g-1)
1	20	21.77	0.2956
2	30	26.60	0.5931
3	40	35.16	0.6457
4	50	41.23	0.7770

Elapsed time : 0.353544

c. Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

```

*-----*
*               GARCH Model Fit               *
*-----*

```

Conditional Variance Dynamics

GARCH Model : sGARCH(1,0)

Mean Model : ARFIMA(0,0,1)

Distribution : norm

Optimal Parameters

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ma1	-0.86993	0.054057	-16.0928	0.000000
omega	0.23529	0.031703	7.4216	0.000000
alpha1	0.24489	0.111048	2.2053	0.027436

Robust Standard Errors:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
ma1	-0.86993	0.087683	-9.9212	0.000000
omega	0.23529	0.024799	9.4877	0.000000
alpha1	0.24489	0.097663	2.5075	0.012159

LogLikelihood : -162.7323

Information Criteria

Akaike	1.6911
Bayes	1.7413
Shibata	1.6907
Hannan-Quinn	1.7115

Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals

	statistic	p-value
Lag[1]	8.949	2.776e-03
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][2]	9.093	1.479e-08
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][5]	10.125	9.672e-04
d.o.f=1		
H0 : No serial correlation		

Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals

	statistic	p-value
Lag[1]	0.002486	0.9602

```
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][2] 0.255484 0.8210
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][5] 2.475183 0.5112
d.o.f=1
```

Weighted ARCH LM Tests

```
-----
Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[2] 0.4958 0.500 2.000 0.4814
ARCH Lag[4] 2.3108 1.397 1.611 0.3759
ARCH Lag[6] 4.5142 2.222 1.500 0.2432
```

Nyblom stability test

```
-----
Joint Statistic: 0.2432
```

Individual Statistics:

```
ma1 0.10039
```

```
omega 0.10665
```

```
alpha1 0.05679
```

Asymptotic Critical values (10% 5% 1%)

```
Joint Statistic: 0.846 1.01 1.35
```

```
Individual Statistic: 0.35 0.47 0.75
```

Sign Bias Test

```
-----
t-value prob sig
Sign Bias 0.2543 0.7995
Negative Sign Bias 0.3534 0.7242
Positive Sign Bias 0.1120 0.9110
Joint Effect 0.5733 0.9025
```

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:

```
-----
group statistic p-value(g-1)
1 20 10.53 0.93862
2 30 29.61 0.43354
3 40 48.49 0.14183
4 50 70.84 0.02228
```

Elapsed time : 0.5755651

Lampiran 5. Hasil Estimasi Model ACD

PT Waskita Karya Tbk

a. Periode 1 Januari 2013 – 31 Maret 2017

ACD model estimation by Maximum Likelihood

Call:

```
acdFit(durations = durasi_wskt1, model = "ACD",
      dist = "weibull", order = c(1, 0))
```

Model:

```
ACD(1, 0)
```

Distribution:

```
weibull
```

N: 558

Parameter estimate:

	Coef	SE	PV
omega	2.203	0.0818	0
alpha1	-0.115	0.0295	0
gamma	1.751	0.0538	0

Note: The p-value for the distribution parameter gamma is from the 2-tailed test $H_0: \gamma = 1$

The fixed/unfree mean distribution parameter:

```
theta: 0.8164023
```

Goodness of fit:

	value
LogLikelihood	-809.351898
AIC	1624.703795
BIC	1637.676872
MSE	1.493806
Convergence:	0

b. Periode 1 Januari 2013 – 30 Juni 2016

ACD model estimation by Maximum Likelihood

Call:

```
acdFit(durations = durasi_wskt2, model = "ACD",
      dist = "weibull", order = c(1, 0))
```

Model:

ACD(1, 0)

Distribution:

weibull

N: 473

Parameter estimate:

	Coef	SE	PV
omega	2.1022	0.0927	0.000
alpha1	-0.0939	0.0338	0.005
gamma	1.5747	0.0516	0.000

Note: The p-value for the distribution parameter gamma is from the 2-tailed test $H_0: \text{gamma} = 1$.

The fixed/unfree mean distribution parameter:

theta: 0.8440676

Goodness of fit:

	value
LogLikelihood	-701.645105
AIC	1409.290210
BIC	1421.767496
MSE	1.852227

Convergence: 0

Number of log-likelihood function evaluations:

156

Estimation time: 0.142 secs

c. Periode 1 Juli 2016 – 31 Maret 2017

ACD model estimation by Maximum Likelihood

Call:

```
acdFit(durations = durasi_wskt3, model = "ACD",
      dist = "weibull", order = c(1, 0))
```

Model:

```
ACD(1, 0)
```

Distribution:

```
weibull
```

N: 100

Parameter estimate:

	Coef	SE	PV
omega	2.168	0.1880	0.000
alpha1	-0.156	0.0548	0.004
gamma	1.521	0.1073	0.000

Note: The p-value for the distribution parameter gamma is from the 2-tailed test $H_0: \text{gamma} = 1$.

The fixed/unfree mean distribution parameter:

```
theta: 0.8538245
```

Goodness of fit:

	value
LogLikelihood	-148.049987
AIC	302.099974
BIC	309.915485
MSE	2.068437

Convergence: 0

Number of log-likelihood function evaluations:

```
172
```


Lampiran 6. Surat Pernyataan Pengambilan Data**SURAT PERNYATAAN**

Saya yang bertanda tangan di bawah ini, mahasiswa Jurusan Statistika FMIPA ITS :

Nama : Sinta Amalia
NRP : 1315 105 020

Menyatakan bahwa data yang digunakan dalam Tugas Akhir ini merupakan data sekunder yang diambil dari publikasi yaitu :

Sumber : Situs resmi *finance.yahoo.com*


Keterangan : Volume transaksi harian PT Waskita Karya (WSKT), PT Wijaya Karya (WIKI), PT Adhi Karya (ADHI), PT Pembangunan Perumahan (PTPP), PT Telekomunikasi Indonesia (TLKM), PT Indika Energy (INDY), PT Perusahaan Gas Negara (PGAS), PT Jasa Marga (Persero) (JSMR), dan PT Garuda Indonesia (GIAA).

Surat Pernyataan ini dibuat dengan sebenarnya. Apabila terdapat pemalsuan data maka saya siap menerima sanksi sesuai aturan yang berlaku.


Surabaya, 2 Juni 2017

Mengetahui
Pembimbing Tugas Akhir

Mahasiswa



Dr. rer. pol. Dedy Dwi Prastyo
NIP. 19831204 200812 1 002



Sinta Amalia
NRP. 1315 105 020

BIOGRAFI PENULIS



Penulis dilahirkan di Surabaya pada tanggal 07 Maret 1994 dengan diberi nama Sinta Amalia dan merupakan anak kedua dari tiga bersaudara. Penulis menempuh jenjang pendidikan yaitu TK Putra Bangsa (1998-2000), SDN Sawahan IX Surabaya (2000-2006), SMP Negeri 30 Surabaya (2006-2009) dan SMA Negeri 20 Surabaya (2009-2012), D3 Statistika-ITS. Selanjutnya, penulis melanjutkan jenjang pendidikannya yaitu Lintas Jalur S1 di salah satu perguruan tinggi di Surabaya yaitu Jurusan Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya (2015-2017).

Semasa menempuh jenjang pendidikan, penulis juga aktif dalam berbagai kegiatan non-akademis. Semasa SD-SMA, penulis aktif di berbagai kegiatan dan organisasi pelajar seperti Paduan Suara SD Sawahan IX, Teater SMP dan Paskibra SMA 20 Surabaya. Pada saat menempuh kuliah D-III, penulis juga aktif pada organisasi mahasiswa yaitu Staff Keilmiahan HIMASTA-ITS dan Ketua Departemen Riset dan Teknologi HIMADATA-ITS. Sebagai akademisi, penulis memiliki minat di bidang statistika, ekonomi, finansial dan aktuaria . Penulis dapat dihubungi melalui email : sintaamalia07@gmail.com.

(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)